НОВОЕ В ЗАРУБЕЖНОЙ ДЕМОГРАФИИ

ИЗУЧЕНИЕ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТИ ЖИЗНИ

Сборник статей под редакцией и с предисловием
Е. М. АНДРЕЕВА И А. Г. ВОЛКОВА

«СТАТИСТИКА» МОСКВА 1977

312
И31

НАУЧНО-ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ ИНСТИТУТ ЦСУ СССР

Отдел демографии

Вышли из печати сборники:

1. РОЖДАЕМОСТЬ И ЕЕ ФАКТОРЫ
2. МЕТОДЫ ДЕМОГРАФИЧЕСКИХ ИССЛЕДОВАНИЙ
3. НАСЕЛЕНИЕ И ЭКОНОМИКА
4. ТЕОРЕТИЧЕСКИЕ ПРОБЛЕМЫ ДЕМОГРАФИИ
5. ИЗУЧЕНИЕ МНЕНИЙ О ВЕЛИЧИНЕ СЕМЬИ
6. ДЕМОГРАФИЯ ПОКОЛЕНИЙ
7. ДЕМОГРАФИЧЕСКИЕ ПРОГНОЗЫ
8. БРАК И СЕМЬЯ. ДЕМОГРАФИЧЕСКИЙ АСПЕКТ
9. УРБАНИЗАЦИЯ И РАССЕЛЕНИЕ
10. ДЕМОГРАФИЧЕСКИЕ МОДЕЛИ

Готовятся к печати:

БРАЧНОСТЬ И РОЖДАЕМОСТЬ ЗА ТРИ ВЕКА

РАЗВОД. ДЕМОГРАФИЧЕСКИЙ АСПЕКТ

И $\frac{10805^{1}\text{-}142}{008(01)\text{-}77}$ 64-77

[1] Второй индекс 10803.

© Перевод на русский язык, «Статистика», 1977

ПРЕДИСЛОВИЕ

Этот сборник целиком посвящен проблемам изучения смертности и ожидаемой продолжительности жизни. Исторически именно в этой области начались демографические исследования, и за три века существования демографической науки здесь накоплены огромный фактический материал и существенный методический опыт.

Хотя изучение демографических аспектов продолжительности жизни всегда привлекало внимание науки, интерес к этим проблемам сильно возрос в середине XX столетия. Это обусловлено, на наш взгляд, несколькими причинами. Во-первых, к этому времени были собраны достоверные данные об эволюции смертности за достаточно длительный период, что дало возможность попытаться обобщить закономерности ее изменения в более или менее широком историческом аспекте. Развитие демографии и методов анализа приблизило решение этой задачи. Во-вторых, с середины столетия обнаружились некоторые новые тенденции изменения смертности в экономически развитых странах: снижение смертности замедлилось, а в некоторых возрастах наметился даже ее рост. Потребовалось объяснить причины такого рода эволюции, что привлекло внимание к дифференциации смертности в разных группах населения, разных странах и т. д. Это же побудило исследователей искать ответа на вопрос о том, в какой мере новые тенденции вызваны прошлым изменением смертности, в какой — действием современных факторов, и применить для этого принципы продольного анализа (или когортный метод), разработанные и вошедшие в практику при изучении рождаемости. Необходимость предвидения дальнейших изменений в смертности усилила прогностический аспект исследований.

Наконец, в-третьих, началось изучение демографической ситуации в развивающихся странах, где в результате освобождения этих стран от колониальной зависимости стало возможным значительно снизить

смертность, в частности от инфекционных заболеваний. Необходимость оценки масштаба этих процессов при отсутствии или недостатке достоверных статистических данных послужила толчком к развитию различного рода моделей смертности, применимых в этих условиях. Развертыванию исследований в этой области способствовало и стремление выяснить, в какой мере исторический опыт снижения смертности и ее тенденции в ныне развитых странах применимы к развивающимся странам, где аналогичные результаты были достигнуты в более короткие сроки (и, конечно, в совершенно иных условиях).

Не претендуя на исчерпывающую характеристику проблем, привлекающих внимание современных исследователей смертности, хотелось бы все же выделить основные, на наш взгляд, особенности современного этапа развития этой ветви демографической науки. Среди главных проблем можно выделить следующие:

изучение основных закономерностей изменения смертности с возрастом, моделирование возрастных кривых смертности, в частности, с применением для этой цели современных математических и математико-статистических методов;

исследование исторической эволюции смертности, причин, вызвавших ее снижение, факторов, определяющих ее современный уровень и тенденции, с целью предвидеть ее изменение в будущем;

изучение смертности реальных поколений и влияния, которое она оказывает на уровень и динамику современной смертности;

изучение дифференциации смертности как между отдельными группами населения, так и между странами и регионами. Сюда же примыкает изучение смертности от отдельных причин смерти и сравнительный анализ их влияния на общую смертность.

Разумеется, из огромного количества работ по этим проблемам, вышедших за последние годы, трудно было выбрать наиболее представительные, однако составители все же попытались отразить в сборнике эти направления исследований, представив их достаточно интересными и содержательными работами. Учитывая методическую направленность всей серии, одним из важных критериев отбора было применение новых методов, знакомство с которыми могло бы принести пользу на-

шей исследовательской работе. Вместе с тем составители старались отдавать предпочтение работам, в которых методические проблемы рассматриваются в связи с анализом конкретных данных, а применяемая методика адекватна существу изучаемых процессов.

Читатель обратит внимание на то, что включенные в сборник работы посвящены проблемам изучения смертности в основном в странах с низким ее уровнем, прежде всего в европейских странах. Это не случайно. Применение тонких методов анализа требует достаточно расчлененных и достаточно достоверных данных. Кроме того, составители предпочитали работы, методика которых может найти себе непосредственное применение в наших условиях, а фактический материал годится для сравнения.

В современных зарубежных демографических исследованиях все шире применяется развитый математический и математико-статистический аппарат и реализуются возможности, которые дает современная вычислительная техника. Эта тенденция заметна и в материалах сборника. Вместе с тем составители стремились выбирать работы, в которых сложность математического аппарата не была бы чрезмерной, а проблемы вычислений не подменяли бы проблем демографических. Публикуемые в сборнике переводы не требуют знаний бо́льших, чем обычный курс демографического анализа и начала математической статистики.

Разумеется, нам удалось охватить не все существенные проблемы. С развитием демографии исследования в области смертности становятся все более специфичными с точки зрения изучаемых возрастных групп: представленные в сборнике статьи касаются главным образом общих закономерностей смертности и смертности средних возрастов. В него не вошли статьи, посвященные специально детской смертности или смертности старческих возрастов, несмотря на всю актуальность этой области исследований.

Не нашла достаточного отражения в сборнике и такая интенсивно развивающаяся сейчас область изучения смертности, как ее моделирование. Впрочем, этот пробел отчасти восполняется широким применением в некоторых статьях известных модельных таблиц смертности ООН и типовых таблиц смертности Коула и Де-

мени. К принципу моделирования прибегают, в той или иной степени, и сами авторы почти всех статей.

Сборник открывает работа польского демографа Леха Болеславского «Когортные таблицы продолжительности жизни», представляющая собой часть его монографии, изданной Государственным статистическим управлением ПНР и посвященной методам построения таблиц смертности и продолжительности жизни. Эта работа привлекает внимание новым подходом к оценке закономерностей смертности, а именно: рассмотрением процесса дожития как стохастического процесса, что дает возможность исследовать распределение по продолжительности жизни с помощью статистических методов. Автор излагает, следуя Чангу, методические основания построения таблиц смертности для реальных поколений, при этом рассматривается получение статистических оценок основных параметров таблиц, в частности, методом максимального правдоподобия.

Несмотря на большой интерес к изучению продолжительности жизни когорт, опыт создания таблиц для реальных поколений еще очень невелик, что связано с отсутствием в распоряжении исследователей достаточно детальных данных. Автор справедливо отмечает также трудности получения когортных данных в «чистом» виде, обусловленные особенностями статистического наблюдения (нельзя исключить влияние миграции), что приводит исследователей к необходимости пользоваться показателями для гипотетического поколения. Тем больший интерес представляет приведенный в работе пример построения когортных таблиц смертности для нескольких поколений женщин в Польше. Несмотря на некоторые условности при построении показателей, эти таблицы дали возможность обнаружить ряд особенностей в эволюции продолжительности жизни в Польше.

Проблема, которой посвящена статья известного английского демографа Уильяма Брасса «Об одном способе выражения закономерностей смертности», лежит на стыке двух областей: в ней естественно сочетается поиск математического выражения общих закономерностей смертности с описанием приема, позволяющего построить различные серии модельных таблиц смертности.

Логит, или логарифм отношения вероятности к ее дополнению до 1, — функция, хорошо известная стати-

стикам и биологам. Замена вероятностей их логитами дает возможность освободиться от ограничений и избежать трудностей в применении аппарата вычислительной математики. Основная идея статьи Брасса основана на эмпирическом факте, что соотношение логитов возрастных вероятностей смерти (чисел доживающих) разных таблиц смертности удовлетворительно описывается прямой линией. Это позволяет автору предположить, что логиты чисел доживающих до возраста x всякой таблицы смертности есть линейная функция логитов некоторого, принятого за стандарт, но достаточно произвольного возрастного ряда чисел доживающих. В результате он получает удобный метод описания и прогноза, с одной стороны, и способ построения модельных кривых — с другой.

В отличие от своей более ранней работы (см. библиографию к статье) здесь У. Брасс целиком опирается на данные для гипотетических поколений. В этом самое уязвимое место работы. Дело в том, что числа доживающих для гипотетического поколения — условный показатель, рассчитанный на данных для многих реальных поколений за некоторый календарный период; изменения этого показателя с возрастом подвержены колебаниям, связанным с изменением смертности от одного реального поколения к другому. На наш взгляд, при анализе гипотетических поколений естественней пользоваться не кумулятивными, а мгновенными характеристиками, типа силы смертности.

Выдвинутое У. Брассом толкование обнаруженных закономерностей достаточно интересно и заслуживает дальнейшего углубления и осмысления. Необходимо подчеркнуть, что сам автор весьма осторожно относится ко всем выдвигаемым им гипотезам, считая безусловным лишь то (а это, несомненно, так), что его система представляет собой удобный способ описания таблиц смертности.

Статья Сэмюэля Престона «Международное сопоставление чрезмерно высокой смертности взрослых» посвящена злободневнейшей проблеме современной демографии — причинам роста смертности мужчин в трудоспособных возрастах. Хотя не все положения и выводы статьи в равной мере глубоко обоснованы, эта работа подкупает активной позицией автора, свободным владением материала, смелостью гипотез.

Тенденция роста смертности мужчин в возрастах после 30 лет наметилась в ряде стран Западной Европы и в США в конце 50-х годов. Подобные нежелательные тенденции несколько позже обнаружились и в СССР. В статье выдвигается и доказывается гипотеза, что основная, если не единственная, причина этого явления — курение сигарет.

Автор исходит из допущения, что соотношения смертности в разных возрастных группах одного и того же населения, положенные в основу модельных таблиц смертности Коула и Демени, сохранялись бы и сейчас, если бы не влияние ряда факторов, приведших к изменению формы кривой смертности. Отклонение от этих соотношений автор и считает измерителем чрезмерно высокой смертности взрослых. Поиск причин этого явления автор проводит на основе территориальных сопоставлений чрезмерной смертности с применением корреляционного анализа. Рассматриваются три гипотезы: гипотеза действия врожденных факторов, гипотеза действия социальных факторов и гипотеза действия физических факторов. Представляется, что автор излишне поспешно отбрасывает социальную гипотезу. Несомненная важность социальных факторов еще раз подтверждается публикуемой в сборнике статьей Э. Китагава. С. Престон вовсе не рассматривает экологических факторов, а факторы физического характера однозначно сводит к курению сигарет. Вместе с тем проведенная оценка связи уровня потребления сигарет с показателями смертности выглядит убедительно. Однако и данная работа оставляет открытым вопрос, является ли курение причиной более высокой смертности курильщиков или существует какая-то другая причина, вызывающая как склонность к курению, так и более высокую смертность? Во всяком случае как причины распространенности этой «дурной привычки», так и ее влияние на смертность требуют дальнейшего изучения.

Статья Томаса Гревилла «Таблицы смертности по причинам смерти», несмотря на солидный срок, прошедший со времени ее публикации (1948 г.), остается одной из лучших работ в области методики анализа смертности по причинам с помощью таблиц смертности. Небольшая по размеру эта статья знакомит нас с историей вопроса, которая восходит к трудам Бернулли, Да-

ламбера и Лапласа. В статье рассматриваются три класса показателей таблиц смертности по причинам: фактические показатели, характеризующие смертность от данной причины в условиях существующего фона смертности от других причин; чистые показатели смертности от некоторой причины, т. е. смертность без влияния фона, и, наконец, характеристики смертности от всех причин при устранении некоторых из них. Автор предлагает простые и строгие методы вычисления показателей каждого из этих классов. Хотя этот прием анализа хорошо известен и неоднократно применялся советскими демографами Ю. А. Корчаком-Чепурковским и В. В. Паевским еще в 20-е годы, в этой работе привлекает систематизированное изложение проблемы.

В небольшой, но емкой статье социал-гигиениста из ГДР Вильгельма Ёмиша «Об изменении ожидаемой продолжительности жизни в Европе» дается краткий очерк дифференциации и динамики ожидаемой продолжительности жизни в 14 европейских странах, главным образом за десятилетний период 1958—1968 гг. Автор отмечает стабилизацию этого показателя у обоих полов, близость показателей по отдельным странам и увеличение разрыва в продолжительности жизни между мужчинами и женщинами. Анализируя показатели в отдельных возрастах, он приходит к выводу о существенной роли младенческой смертности в динамике общего показателя.

Представляет несомненный интерес расчет ожидаемой продолжительности жизни при устранении смертности от каждой из 4 ведущих причин смерти: болезней сердечно-сосудистой системы, злокачественных новообразований, болезней органов дыхания и несчастных случаев. Этот расчет служит своеобразной иллюстрацией методических положений статьи Гревилла.

Примечателен и вывод, к которому приходит автор, анализируя результаты сравнения. Вопреки довольно распространенным представлениям даже полное устранение основных причин смерти дает лишь весьма скромную прибавку к долголетию. Максимальный эффект дало бы устранение заболеваний сердечно-сосудистой системы, но и при этом условии ожидаемая продолжительность жизни увеличилась бы на 7—8 лет и далеко не достигла бы столетнего рубежа. Результаты этого исследования еще раз свидетельствуют о том, насколько

сложна борьба за продление человеческой жизни и как важен каждый даже незначительный шаг в этом направлении.

Чрезвычайно интересна замыкающая сборник работа американской исследовательницы Эвелин Китагава «Социально-экономические различия в смертности в США и их значение для демографической политики», написанная по материалам ее совместной с Ф. Хаузером монографии и посвященная анализу социально-экономических различий в смертности между отдельными группами населения США. Эта работа представляет собой один из докладов, подготовленных для Комиссии по росту населения и будущему Америки. В современной зарубежной демографической литературе не часто встретишь столь детальную характеристику зависимости смертности от основных социальных признаков: материальной обеспеченности, уровня образования, характера занятия, этнической принадлежности. Весьма тщательный анализ на обширном фактическом материале специальных исследований воздействия на смертность этих и ряда других социальных и демографических факторов обнаруживает драматическую картину социального неравенства, бедственного положения непривилегированных групп американского населения, особенно национальных меньшинств — негров и индейцев. Выразительно сопоставление смертности низших слоев населения со смертностью наиболее привилегированных групп; его результаты автор представляет в виде числа смертей, которые можно было бы предотвратить, если бы смертность низших слоев была такой же, как у групп населения с наиболее низкой смертностью. Нельзя не согласиться с выводом автора о том, что «существуют огромные потенциальные возможности снижения смертности путем улучшения социальных и экономических условий жизни не белых в стране» (с. 190).

Эта работа весьма интересна и в методическом отношении. Одна из причин бедности социально-экономического анализа смертности в большинстве стран заключается в том, что такой анализ попросту невозможен, так как при регистрации смерти никакие социальные характеристики не фиксируются. Таково положение и в статистике смертности в США. Для того чтобы восполнить этот недостаток, американские демографы провели в 1960 г. специальное так называемое Исследование

совмещенных записей*. Была сделана попытка разыскать социальные характеристики умерших в материалах переписи населения 1960 г. Для этого более 340 тыс. актов о смерти на лиц, умерших в течение 4 месяцев после переписи, сопоставлялись (по адресам, значившимся в актах) с соответствующими переписными листами сплошной переписи. 77% их было найдено в переписных листах, и полученная информация подверглась совместной разработке. Кроме того, более 60 тыс. из этих лиц были разысканы в переписных листах выборочной переписи, где содержались более подробные социально-экономические характеристики. Были проведены также специальные выборочные обследования, чтобы получить нужные сведения относительно тех, кого разыскать не удалось. Таким образом, был собран обширный материал о социальных характеристиках умерших, который и послужил основой исследования**.

Материалы других исследований, в частности данные по Чикагской агломерации за довольно длительный период (где социально-экономические различия в смертности изучались на данных более или менее традиционной территориальной группировки), дали возможность расширить рамки сравнительного исследования, показав территориальную дифференциацию смертности и ее эволюцию за довольно долгое время.

Таковы вкратце основные особенности публикуемых в сборнике переводных работ. Составителям остается лишь выразить надежду, что они принесут пользу читателям этого выпуска.

* * *

Ожидаемая продолжительность жизни в возрасте x обычно обозначается символом e_x. Составители сочли возможным сохранить иные обозначения, применяемые авторами статей.

Библиографии к статьям помещены в конце статей. Отсылки даются указанием в тексте, в квадратных скобках, номера источника.

Е. М. Андреев
А. Г. Волков

---

* Методика этого исследования подробно описана в монографии Ф. Хаузера и Э. Китагава (см. [7]).

** В СССР совмещение записей в актах о смерти и переписных листах было проведено в экспериментальном порядке по материалам одного из районов пробной переписи населения 1957 г.

Лех Болеславски

КОГОРТНЫЕ ТАБЛИЦЫ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТИ ЖИЗНИ*

Lech Bolesławski. Budowa tablic trwania życia. Teoria i praktyka. Warszawa, 1973, 1. Zarys teorii kohortowej, str. 11—28.

1. ВВЕДЕНИЕ

Трудно себе представить, чтобы когда-либо оказалось возможным сформулировать закон, управляющий процессами жизни и смерти и имеющий детерминистский характер. Выраженные в такой формулировке соотношения, на основе которых можно разработать методы, пригодные для практических целей, должны представлять собой стохастическую модель. Модель, предлагаемая здесь, имеет достаточно общий характер, хотя и не свободна от некоторых упрощающих предпосылок.

Рассмотрим совокупность k_0 лиц, родившихся в момент $t=0$. Число лиц, доживающих до возраста t, образует стохастический процесс $N_0(t)$, т. е. каждому $t>0$ соответствует случайная переменная $N_0(t)$, подчиняющаяся некоторому распределению:

$$p_k(t)=P\{N_0(t)=k|N_0(0)=k_0\}.$$

Для отыскания этого распределения примем, что все лица, живущие в момент t, независимо друг от друга подвержены риску смерти, причем для лица, живущего в момент t, вероятность закончить жизнь в интервале времени $(t, t+\Delta t)$ равна $\mu_0(t)\Delta t+0(\Delta t)$. Эта последняя предпосылка означает, что вероятность смерти в корот-

* Публикуемая работа представляет собой первую часть монографии автора «Построение таблиц продолжительности жизни. Теория и практика», изданной ГСУ ПНР в 1973 г. Остальные две части предполагается напечатать в следующих выпусках серии «Новое в зарубежной демографии». — *Прим. ред.*

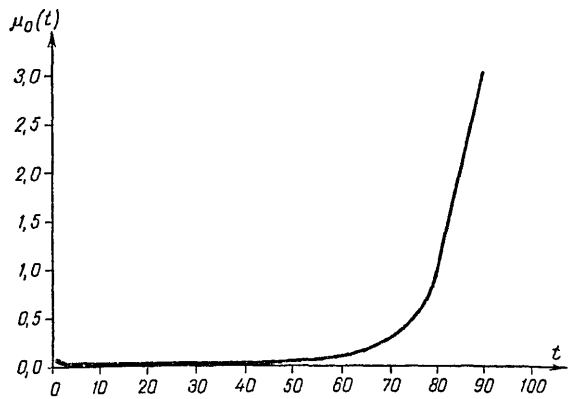


Рис. 1. Интенсивность смертности

ком интервале времени приблизительно пропорциональна длине Δt этого интервала. Величина $\mu_0(t)$ называется *интенсивностью смертности**.

Пусть случайная переменная τ_0 означает продолжительность жизни человека. Функция $V_0(t) = P\{\tau_0 > t\}$, называемая *вероятностью длительности жизни*** , определяет шанс того, что данный индивид достигает возраста t (т. е., что его смерть наступит в некотором более позднем, чем t, возрасте[1]).

Перейдем теперь к интервалу $(0, t+\Delta t)$ и вероятности $V_0(t+\Delta t)$ дожития до возраста $t+\Delta t$. Эта вероятность равна произведению вероятности $V_0(t)$ дожития до возраста t и условной вероятности $1-\mu_0(t)\Delta t-0(\Delta t)$ дожития до возраста $t+\Delta t$ при условии дожития до возраста t; следовательно,

$$V_0(t+\Delta t) = V_0(t)\,[1-\mu_0(t)\Delta t-0(\Delta t)]$$

или

$$\frac{V_0(t+\Delta t)-V_0(t)}{\Delta t} = -V_0(t)\left[\,\mu_0(t)+\frac{0(\Delta t)}{\Delta t}\,\right].$$

---

* В нашей демографии чаще называется «силой смертности».— *Прим. ред.*

** Т. е. вероятностью прожить t или более лет. — *Прим. ред.*

[1] Принимается, что существует верхний предел продолжительности жизни, т. е. такой возраст ω, для которого $P\{\tau_0 > \omega\} = 0$, а для произвольного $\varepsilon > 0$ $P\{\tau_0 > \omega - \varepsilon\} > 0$.

Переходя к пределу при $\Delta t \to 0$, мы получаем дифференциальное уравнение

$$V'_0(t) = -\mu_0(t)\, V_0(t)\,,$$

которое при исходном условии

$$V_0(0) = 1$$

имеет решение

$$V_0(t) = \exp\{-\int_0^t \mu_0(z)\, dz\}. \qquad (1)$$

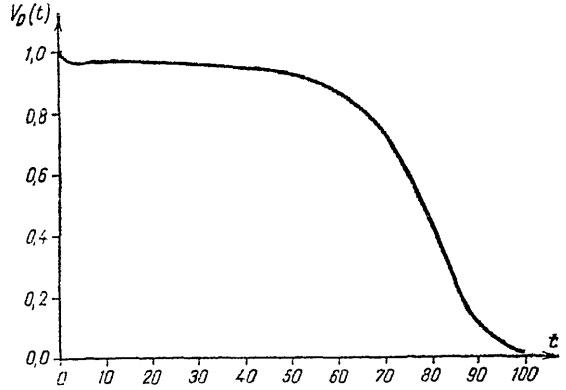


Рис. 2. Вероятность длительности жизни

Формула (1) определяет зависимость между вероятностью длительности жизни $V_0(t)$ и интенсивностью смертности $\mu_0(t)$ для лица, родившегося в момент $t=0$. Если в этот момент живет k_0 лиц, то число $N_0(t)$ доживающих до установленного возраста t есть случайная переменная, имеющая биномиальное распределение с параметрами k_0 и $V_0(t)$; таким образом, для $t>0$ и $k=0, 1, \ldots, k_0$

$$p_k^{(0)}(t) = P\{N_0(t) = k \mid N_0(0) = k_0\} =$$

$$= C_{k_0}^k \exp\{-k \int_0^t \mu_0(z)\, dz\} \left(1 - \exp\{-\int_0^t \mu_0(z)\, dz\}\right)^{k_0 - k} \cdot$$

Ожидаемое значение этого распределения при установленном t называется *средним числом доживающих* до возраста t.

Итак, продолжительность жизни можно описать с помощью разных характеристик. Три из них, носящие название основных биометрических функций, имеют свои эквиваленты в таблицах продолжительности жизни; это:

а) интенсивность смертности $\mu_0(t)$;

б) вероятность длительности жизни $V_0(t)$;

в) плотность вероятности длительности жизни $f_0(t) = -V'_0(t)$.

Каждая из них однозначно определяет распределение по продолжительности жизни и может быть вычислена по каждой из остальных. Вот, для полноты картины, перечень этих зависимостей:

$$\mu_0(t) = -\frac{V'_0(t)}{V_0(t)}, \quad \mu_0(t) = \frac{f_0(t)}{1 - \int_0^t f_0(z)\,dz};$$

$$V_0(t) = \exp\left\{-\int_0^t \mu_0(z)\,dz\right\}, \quad V_0(t) = 1 - \int_0^t f_0(z)\,dz;$$

$$f_0(t) = \mu_0(t)\exp\left\{-\int_0^t \mu_0(z)\,dz\right\}, \quad f_0(t) = -V'_0(t).$$

Типичный вид функций $\mu_0(t)$, $V_0(t)$ и $f_0(t)$ представлен на рис. 1, 2 и 3.

Опыт нескольких веков показывает, что распределение по продолжительности жизни нельзя четко подчинить ни одному из известных типов распределений вероятностей, поскольку существует слишком много причин, могущих вызвать смерть, и слишком сложно их действие.

Тем не менее исходя из определенных предпосылок, поддающихся переводу на язык математики, пытались в прошлом и пытаются в настоящее время сформулировать такое теоретическое распределение, которое хотя

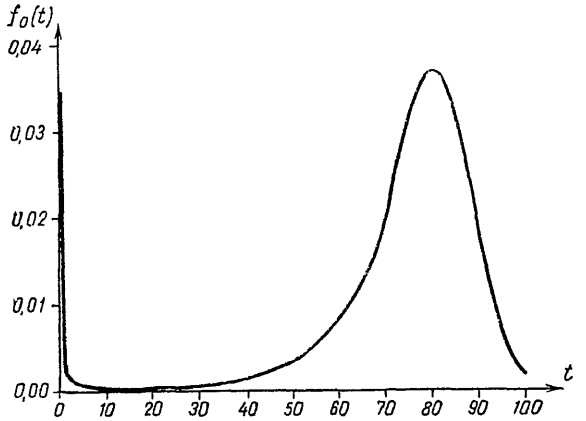


Рис. 3 Плотность вероятности длительности жизни

бы приблизительно соответствовало распределениям, наблюдаемым в действительности, и могло бы помочь в построении таблиц в случае отсутствия других данных.

Б. Гомперц основал свой закон на той предпосылке, что темп изменений «сопротивляемости смерти» уменьшается пропорционально самой сопротивляемости. Поскольку интенсивность смертности $\mu_0(t)$ служит мерой человеческой подверженности смерти, Б. Гомперц принял в качестве меры сопротивляемости обратную ей величину $1/\mu_0(t)$, получив формулу

$$\frac{d}{dt}\left(\frac{1}{\mu_0(t)}\right) = -h\frac{1}{\mu_0(t)},$$ где h — положительная постоянная.

После интегрирования и упрощения интенсивность смертности, определяющую закон Гомперца, можно записать в виде

$$\mu_0(t) = Bc^t, \quad \text{где} \quad B>0,\ c>1. \tag{2}$$

Отсюда непосредственно выводится

$$f_0(t) = B\,c^t \exp\left\{-\frac{Bc^t}{\ln c}\right\}$$

$$V_1(t) = \exp\left\{ -\frac{Bc^t}{\ln c} \right\} .$$

У. М. Мейкхем [5]* предложил модификацию закона Гомперца, введя в формулу (2) постоянное слагаемое

$$\mu_0(t) = A + Bc^t . \qquad (3)$$

Эта функция, называемая функцией Гомперца — Мейкхема, достаточно хорошо приближает встречающуюся в действительности интенсивность смертности в возрастах старше 20 лет и применяется на практике для экстраполяции эмпирических значений для старческих возрастов.

У. Уэйбулл [6] сформулировал закон, касающийся продолжительности жизни производственного оборудования, применяемый сегодня в теории надежности. Он опирается на предпосылку, что интенсивность поломок (аналог интенсивности смертности) есть степенная функция возраста

$$\mu_0(t) = \beta\alpha t^{\alpha-1} . \qquad (4)$$

Этот закон может найти применение и в описании продолжительности человеческой жизни. Его обоснованием может быть следующая упрощенная теоретическая модель. Человеческий организм рассматривается как система, состоящая из большого числа n элементов таких, что поломка какого-либо из них вызывает смерть. Каждый из элементов, рассматриваемый отдельно, имеет случайное время жизни ξ_i $(i=1,\ldots,n)$; отсюда время жизни всего организма — это случайная переменная $\tau_0 = \min \xi_i$. Если $V_0(t)$ означает общую для всех элементов функцию распределения по продолжительности жизни одного элемента, а $V_0(t)$ — функцию продолжительности жизни организма, то, очевидно,

$$V_0(t) = [V(t)]^n .$$

В разделе статистической теории, посвященном предельным теоремам, доказывается, что если существует такое число α, при котором для каждого $c>0$

---

* В демографической литературе на русском языке фамилию Makeham традиционно передают (за исключением М. В. Птухи) как Макегам. Согласно современным правилам практической транскрипции ее следует передавать как Мейкхем. — *Прим. ред.*

$$\lim_{t\to\infty}\frac{V(ct)}{V(t)}=c^{\alpha},$$

то асимптотическое распределение (при $n\to\infty$) случайной переменной τ_0 имеет плотность

$$f_0(t)=\beta\alpha t^{\alpha-1}\exp\{-\beta t^{\alpha}\}.$$

Именно эта плотность и соответствует закону У. Уэйбулла; вероятность длительности жизни имеет в этом случае такой вид:

$$V_0(t)=\exp\{-\beta t^{\alpha}\}.$$

Обобщающей характеристикой распределения по продолжительности жизни служит ожидаемое значение этого распределения, называемое *средней продолжительностью жизни* [или ожидаемой продолжительностью жизни. — *Прим. ред.*]:

$$e_0=E(\tau_0)=\int_0^{\omega} tf_0(t)\,dt\cdot$$

На практике большее применение находит следующая зависимость, которая получается из приведенной выше после интегрирования по частям:

$$e_0=\int_0^{\omega} V_0(t)\,dt. \qquad (5)$$

Итак, среднюю продолжительность жизни можно интерпретировать геометрически как площадь (см. рис. 2), заключенную между осью возраста и кривой функции вероятности длительности жизни (эта площадь измеряется временем t, поскольку на оси ординат величины неименованные).

Для того чтобы дополнить описание, следует, как обычно, охарактеризовать величину дисперсии распределения, например, с помощью *среднего квадратичного отклонения* σ_0, представляющего собой квадратный корень из дисперсии σ_0^2

$$\sigma_0^2=D^2(\tau_0)=\int_0^{\omega}(t-e_0)^2f_0(t)\,dt,$$

или после преобразования

$$\sigma_0^2 = 2\int_0^{\omega} tV_0(t)\,dt - \left(\int_0^{\omega} V_0(t)\,dt\right)^2. \qquad (6)$$

Зная величину среднего квадратичного отклонения, мы можем оценить, насколько в среднем может отличаться продолжительность жизни индивида от средней продолжительности жизни.

Еще одной полезной характеристикой распределения по продолжительности жизни служит возраст наибольшей плотности смертей в периоде старости, называемый *нормальной продолжительностью жизни.* Выведем формулу для этой характеристики при условии, что распределение по продолжительности жизни соответствует закону Гомперца — Мейкхема

$$\mu_0(t) = A + Bc^t \cdot$$

Производная плотности имеет тогда вид:

$$f'_0(t) = [Bc^t \ln c - (A + Bc^t)^2]\exp\left\{-\int_0^t (A + Bc^x)\,dx\right\}.$$

Решая уравнение $f_0'(t) = 0$, мы получаем поочередно

$$(Bc^t)^2 + (2A - \ln c)\,Bc^t + A^2 = 0,$$

$$Bc^t = \frac{1}{2}(\ln c + \sqrt{(\ln c)\,(\ln c - 4A)} - 2A).$$

Отсюда нормальная продолжительность жизни:

$$t^* = \frac{1}{\ln c}\,[\ln(\ln c + \sqrt{(\ln c)\,(\ln c - 4A)} - 2A) - \ln 2B]. \qquad (7)$$

Если индивид доживает до возраста x, то продолжительность его предстоящей жизни есть некоторая случайная переменная τ_x, принимающая значения $0 < t < \omega - x$. Вероятность длительности предстоящей жизни как условная вероятность имеет вид:

$$V_x(t) = P\{\tau_x > t \mid \tau_0 > x\} = \frac{V_0(x+t)}{V_0(x)} =$$

$$= \exp\left\{-\int_x^{x+t} \mu_0(z)\,dz\right\} \quad \text{для} \quad 0 < t < \omega - x. \qquad (8)$$

Отсюда плотность

$$f_x(t)=\frac{f_0(x+t)}{V_0(x)}=\mu_0(x+t)\exp\{-\int_x^{x+t}\mu_0(z)\,dz\}$$

для $0<t<\omega-x$ (9)

и интенсивность смертности

$$\mu_x(t)=-\frac{\frac{d}{dt}V_0(x+t)}{V_0(x+t)}=\mu_0(x+t)\text{ для }0<t<\omega-x. \quad (10)$$

Эти соотношения, очевидно, справедливы для $x<\omega$; для $x\geqslant\omega$ функции V, f и μ не определены.

Для человеческой жизни распределение τ_x отличается от распределения τ_0. Этот факт интуитивно очевиден: интенсивность смертности $\mu_x(t)$ неодинакова для каждого x, поскольку $\mu_0(t)$ не есть постоянная[2].

Среднее значение случайной переменной τ_x

$$e_x=E(\tau_x)=\int_0^{\omega-x}tf_x(t)\,dt,$$

называемое *средней продолжительностью предстоящей жизни* лица в возрасте x [или ожидаемой продолжительностью жизни в возрасте x. — *Прим. ред.*], можно записать в виде

$$e_x=\int_0^{\omega-x}t\exp\{-\int_x^{x+t}\mu_0(z)\,dz\}\mu_0(x+t)\,dt,$$

---

[2] Иначе обстоит дело с долговечностью производственного оборудования. Опыт показывает, что многие типы элементов, особенно электронных, обладают свойством постоянной интенсивности поломок

$$\mu_0(t)=\mu.$$

Тогда

$$V_0(t)=\exp\{-\mu t\}$$

и

$$V_x(t)=\frac{\exp\{-(\mu x+\mu t)\}}{\exp\{-\mu x\}}=\exp\{-\mu t\}.$$

Это значит, что в данном случае продолжительность предстоящей жизни оборудования (τ_x) имеет распределение, идентичное с распределением τ_0 (показательное со средним значением $1/\mu$).

или после преобразования

$$e_x = \int_0^{\omega-x} \exp\{-\int_x^{x+t} \mu_0(z)\,dz\}\,dt = \frac{1}{V_0(x)} \int_x^{\omega} V_0(z)\,dz. \quad (11)$$

Если иметь в виду, что вообще интенсивность смертности с возрастом увеличивается, то средняя продолжительность предстоящей человеческой жизни является убывающей функцией возраста x. В настоящее время исключение составляет период раннего младенчества из-за относительно большой интенсивности смертности в первые недели после рождения. В средних возрастах e_x уменьшается почти линейно, потом снижение становится все более замедленным (см. рис. 4).

Как и для переменной τ_0, важной характеристикой распределения по продолжительности предстоящей жизни в возрасте x служит среднее квадратичное отклонение σ_x этого распределения, корень квадратный из дисперсии σ_x^2:

$$\sigma_x^2 = D^2(\tau_x) = \int_0^{\omega-x} [t-e_x]^2 f_x(t)\,dt. \quad (12)$$

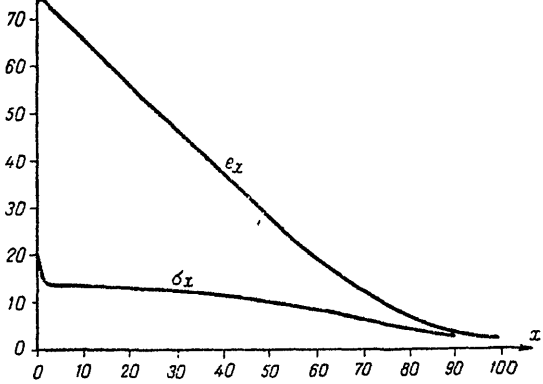


Рис. 4. Среднее значение e_x и среднее квадратичное отклонение σ_x продолжительности предстоящей жизни.

Среднее квадратичное отклонение продолжительности предстоящей жизни — также убывающая функция возраста, но темп ее снижения меньше, чем темп снижения e_x, и поэтому в возрастах глубокой старости среднее квадратичное отклонение составляет уже довольно значительный процент средней продолжительности жизни (мы видим, как мало информации несет в себе в этом случае e_x). График функции σ_x иллюстрирует рис. 4.

2. КОГОРТНЫЕ ТАБЛИЦЫ

Как уже упоминалось, биометрические функции, характеризующие распределение по продолжительности жизни, не могут быть выражены с помощью аналитических формул, поэтому их нужно вычислять на основе эмпирических данных и задавать в виде таблиц. До сих пор мы рассматривали время как непрерывную переменную, что, впрочем, полностью соответствует природе самого процесса. Практика же дает нам наблюдения, сгруппированные по возрастным интервалам, чаще всего годичным либо охватывающим несколько лет, что позволяет оценивать только дискретные функции, представляющие собой аналоги соответствующих непрерывных функций. Это не следует считать недостатком, поскольку практические цели, для которых применяются оцененные функции, также требуют дискретного времени.

Значения, которые принимает переменная времени, мы обозначим через x_i (для $i=0,1\ldots,\omega$), а длину интервала (x_i, x_{i+1}) через n_i. Последний интервал бесконечен $(x_\omega, +\infty)$.

Таблица продолжительности жизни, основанная на наблюдении когорты, содержит прежде всего две функции, которые отражают факты и служат для построения остальных функций: это *число доживающих* — функция, значение l_i которой определяет число живущих в возрасте x_i из l_0 лиц, образующих начальную численность когорты, и *число умерших* — функция, значение d_i которой определяет число лиц из этой когорты, умерших в возрастном интервале (x_i, x_{i+1}).

Независимо от действительной начальной численности наблюдаемой когорты в целях упрощения принимается, что l_0 — это некоторое круглое число, например

100 000 или 1 000 000, благодаря чему легко сравнивать продолжительность жизни разных когорт.

Число доживающих и *число умерших* связаны очевидным соотношением

$$l_{i+1}=l_i-d_i \quad \text{для} \quad i=0, 1, \ldots, w-1, \tag{13}$$

а также $l_w=d_w$, причем $d_0+d_1+\ldots+d_w=l_0$.

Эквивалентом функции интенсивности смертности, рассматриваемой в случае непрерывного времени, служит в таблице продолжительности жизни функция, называемая *вероятностью смерти*. Значение q_i этой функции определяет условную вероятность смерти в возрастном интервале (x_i, x_{i+1}) при условии достижения возраста x_i. В некоторых случаях кроме q_i удобно пользоваться функцией p_i:

$$p_i=1-q_i\ ,$$

называемой *вероятностью дожития*. Зависимость между значением вероятности смерти q_i и функцией интенсивности $\mu_0(t)$, рассматриваемой в интервале $x_i \leqslant t \leqslant x_{i+1}$, можно получить из формулы (8), а именно:

$$q_i=1-\exp\{-\int_{x_i}^{x_{i+1}} \mu_0(t)\,dt\}.$$

В действительности значения q_i неизвестны, а в таблице помещаются *оценки* $\hat{q}_i$ значений этой функции, вычисленные на основе наблюдавшихся чисел умерших и чисел доживающих. Естественной оценкой вероятности смерти служит

$$\hat{q}_i=\frac{d_i}{l_i}, \tag{14}$$

а вероятности дожития

$$\hat{p}_i=\frac{l_{i+1}}{l_i}\ . \tag{15}$$

В дальнейшем (см. 2.3) окажется, что эти оценки правильны и с точки зрения принципа наибольшего правдоподобия.

Все эти табличные функции имеют общую черту: их величины можно вычислить непосредственно по фактическим данным независимо от того, располагаем ли мы

точными единичными наблюдениями (т. е. знаем точный возраст каждого лица в момент его смерти) или уже сгруппированными в возрастные интервалы. Иначе говоря, распределение смертей в пределах интервалов не оказывает влияния на значения этих функций.

Не имеют этого свойства две последние табличные функции: фонд *времени жизни* L_i и *средняя продолжительность предстоящей жизни* e_i. Величина L_i определяет общее количество времени, прожитое всей когортой в возрастном интервале (x_i, x_{i+1}). Если лица, смерть которых наступила именно в этом интервале, проживали в среднем часть a_i интервала, то время, прожитое ими, составляет $a_i n_i d_i$. Поскольку лица, доживающие до конца возрастного интервала (x_i, x_{i+1}), прожили в нем $n_i l_{i+1}$ единиц времени, то в целом вся когорта прожила в этом интервале $L_i = n_i l_{i+1} + a_i n_i d_i$ единиц времени.

В действительности средняя продолжительность предстоящей жизни лица в возрасте x_i — это неизвестная величина e_i, зависящая, как видно из формулы (9), от неизвестной интенсивности смертности $\mu_0(t)$ для $t \geqslant x_i$. Таким образом, в таблице помещаются оценки $\hat{e}_i$ величины средней продолжительности предстоящей жизни, рассчитанные на основе наблюдавшихся чисел умерших и чисел доживающих. Естественным способом оценивания служит вычисление общего фонда времени, который прожила когорта после возраста x_i, и деление этой величины на число живущих в возрасте x_i, следовательно,

$$\hat{e}_i = \frac{1}{l_i} \sum_{j=i}^{w} L_j \cdot \qquad (16)$$

Когортные таблицы строятся для характеристики продолжительности жизни одной когорты или для проведения сравнений между когортами. Таким образом, делаются выводы, касающиеся неизвестных параметров стохастического процесса, основанные на его наблюдениях. Как и в каждом статистическом умозаключении, для формирования модели процесса и, далее, для выбора соответствующих оценок и определения их свойств необходимо обратиться к теории вероятностей и математической статистике. Важнейшие результаты из этой области мы приводим по Чангу [2].

2.1. Совместное распределение чисел доживающих

Кроме примененного уже обозначения p_i, введем дополнительный символ p_{ij} для обозначения условной вероятности прожить возрастной интервал (x_i, x_j) при условии дожития до возраста x_i, а также символ $q_{ij}=1-p_{ij}$ — для обозначения условной вероятности смерти в этом интервале. Оценки этих параметров мы обозначим соответственно через $\hat{p}_{ij}$ и $\hat{q}_{ij}$. Вполне понятно, что в частном случае, когда $x_j=x_{i+1}$, имеем $p_{ij}=p_i$ и $q_{ij}=q_i$.

Далее мы исходим из того, что когорта представляет собой однородную популяцию, т. е., что отдельные ее члены подчинены одному и тому же закону интенсивности смертности, а продолжительность жизни одного лица не зависит, в стохастическом смысле, от продолжительности жизни других лиц. Мы показали (с. 14), что при таких предпосылках число доживающих до данного возраста подчиняется биномиальному распределению; в принятых теперь обозначениях это можно записать в виде

$$P\{l_i=k|l_0\}=C_{l_0}^{k}\ p_{0i}^{k}q_{0i}^{l_0-k}\,. \tag{17}$$

Таким образом, ожидаемое значение и дисперсия условного распределения l_i при данном l_0 равны соответственно:

$$\left.\begin{aligned} E(l_i|l_0)&=l_0p_{0i}\\ D^2(l_i|l_0)&=l_0p_{0i}q_{0i}\end{aligned}\right\} \tag{18}$$

Доказывается, что условное распределение l_j при данных $l_0, l_1, \ldots, l_i$ будет таким же, как и при данном l_i, т. е. для каждого k справедливо равенство:

$$P\{l_j=k|l_0, l_1, \ldots, l_i\}=P\{l_j=k|l_i\}. \tag{19}$$

В общем для каждого u последовательность случайных переменных $l_0, l_1, \ldots, l_u$, имеющих биномиальные распределения, образует *цепь Маркова*. В этой цепи функция вероятности совместного распределения чисел доживающих имеет вид:

$$P\{l_1=k_1, \ldots, l_u=k_u|l_0\}=\prod_{i=0}^{u-1} C_{k_i}^{k_{i+1}}\ p_i^{k_{i+1}}q_i^{k_i-k_{i+1}}, \tag{20}$$

где $k_u\leqslant k_{u-1}\leqslant\ldots\leqslant k_0=l_0$. Ожидаемые значения и ковариации равны:

$$\left.\begin{aligned} E(l_i|l_0) &= l_0 p_{0i}\ ; \\ \operatorname{Cov}(l_i, l_j|l_0) &= l_0 p_{0j} q_{0i}. \end{aligned}\right\} \qquad (21)$$

Свойство Маркова, описываемое формулой (19), есть следствие предпосылки однородности когорты, выраженной в придании одинаковой функции интенсивности смертности всем членам данной когорты. Это свойство означает, что с достижением определенного значения l_i, числа доживающих до возраста x_i, распределение вероятностей числа l_j доживающих до возраста x_j уже детерминировано и оно не зависит от предыстории когорты, т. е. от реализации чисел доживающих до отдельных моментов возраста в интервале $(0, x_i)$.

2.2. Совместное распределение чисел умерших

Сумма чисел умерших, приходящаяся на весь период жизни когорты, естественно, равна начальной численности этой когорты:

$$d_0 + d_1 + \ldots + d_w = l_0 .$$

В свою очередь вероятность смерти в возрастном интервале (x_i, x_{i+1}) равна $p_{0i}q_i$, причем

$$p_{00}q_0 + p_{01}q_1 + \ldots + p_{0w}q_w = 1.$$

Итак, числа смертей $d_0, d_1, \ldots, d_w$ имеют совместное мультиномиальное распределение с функцией вероятности

$$P\{d_0 = \delta_0, \ldots, d_w = \delta_w | l_0\} = \\ = \frac{l_0!}{\delta_0! \ldots \delta_w!} (p_{00}q_0)^{\delta_0} \ldots (p_{0w}q_w)^{\delta_w}, \qquad (22)$$

для которого ожидаемые значения, дисперсии и ковариации соответственно равны:

$$\left.\begin{aligned} E(d_i|l_0) &= l_0 p_{0i} q_i\ ; \\ D^2(d_i|l_0) &= l_0 p_{0i} q_i (1 - p_{0i} q_i); \\ \operatorname{Cov}(d_i, d_j|l_0) &= -l_0 p_{0i} q_i p_{0j} q_j. \end{aligned}\right\} \qquad (23)$$

2.3. Оценка вероятности смерти

С точки зрения зависимости между p_i и q_i

$$p_i + q_i = 1$$

оценки этих параметров ($\hat{p}_i$ и $\hat{q}_i$) имеют идентичные свойства. Представим оценки, полученные методом наибольшего правдоподобия.

Для каждого из l_0 лиц, принадлежащих к когорте, определяется последовательность случайных переменных

$$\varepsilon_i = \begin{cases} 1 — \text{если лицо умирает в возрастном} \\ \quad \text{интервале } (x_i, x_{i+1}); \\ 0 — \text{в противном случае,} \end{cases}$$

отвечающих условию $\sum_{i=0}^{\omega} \varepsilon_i = 1$ и имеющих распределения:

$$P\{\varepsilon_i = 1\} = p_{0i}(1-p_i);$$
$$P\{\varepsilon_i = 0\} = 1 - p_{0i}(1-p_i).$$

Совместное распределение случайных переменных в последовательности $\{\varepsilon_i\}$ имеет функцию вероятности

$$\prod_{i=0}^{\omega} [p_{0i}(1-p_i)]^{\varepsilon_i} .$$

Таким образом, для всей когорты функцией правдоподобия будет

$$L = \prod_{i=0}^{\omega} [p_{0i}(1-p_i)]^{d_i} . \qquad (24)$$

Оценки наибольшего правдоподобия, представляющие собой в этом случае решение системы уравнений правдоподобия

$$\frac{\partial}{\partial p_i} \log L = 0 \quad \text{для} \quad i = 0, 1, \ldots, \omega,$$

имеют вид:

$$\hat{p}_i = \frac{\sum_{j=i+1}^{\omega} d_j}{\sum_{j=i}^{\omega} d_j} = \frac{l_{i+1}}{l_i} . \qquad (25)$$

Результат полностью соответствует интуитивному заключению, а факт получения этой оценки из уравнения правдоподобия показывает, что она *достаточна, по крайней мере, асимптотически не смещена и наиболее эффективна, а также имеет асимптотически нормальное распределение.* В этом случае оказывается, что

оценка $\hat{p}_i$ имеет оптимальные свойства, а именно: она не смещена и наиболее эффективна. Действительно, поскольку при данном l_i условное распределение $l_j (j>i)$ будет биномиальным, ожидаемое значение и дисперсия оценки $\hat{p}_i$ выражаются формулами:

$$\mathrm{E}(\hat{p}_i) = p_i \; ; \tag{26}$$

$$\mathrm{D}^2(\hat{p}_i) = \mathrm{E}\left(\frac{1}{l_i}\right) p_i q_i \; . \tag{27}$$

Далее, применяя теорему Рао — Крамера, мы получаем нижнюю границу дисперсии оценок для p_i, равную

$$\frac{1}{l_0 \, p_{0i}} p_i q_i \; . \tag{28}$$

Это значение отличается, правда, от дисперсии (27) оценки $\hat{p}_i$, полученной методом наибольшего правдоподобия, однако доказывается, что эта оценка имеет минимальную дисперсию, а нижняя граница (28) никогда не достигается.

Интересно также то свойство, что оценки вероятностей смерти для двух неперекрывающихся возрастных интервалов *не коррелированы:*

$$\mathrm{Cov}(\hat{p}_i, \hat{p}_k) = 0 \qquad \text{для } i \neq k \; . \tag{29}$$

Однако они (и это можно проверить с помощью вторых моментов) *не независимы.* Если же два интервала имеют одну и ту же нижнюю границу

$$(x_i, x_j) \text{ и } (x_i, x_k), \text{ где } j < k,$$

то ковариация оценок $\hat{p}_{ij}$ и $\hat{p}_{ik}$ имеет вид:

$$\mathrm{Cov}(\hat{p}_{ij}, \hat{p}_{ik}) = \mathrm{E}\left(\frac{1}{l_i}\right) p_{ik} \, q_{ij} \; . \tag{30}$$

2.4. Оценка средней продолжительности жизни

Оценку $\hat{e}_i$ средней продолжительности предстоящей жизни e_i для лица в возрасте x_i мы определили в формуле (16) как

$$\hat{e}_i = \frac{1}{l_i} \sum_{j=i}^{w} L_j \,. \tag{31}$$

С другой стороны, если через τ_{jk} мы обозначим случайную переменную, характеризующую продолжительность предстоящей жизни k-го из l_i лиц в возрасте x_i $(k=1, 2, \ldots, l_i)$, то средняя $\bar{\tau}_i$

$$\bar{\tau}_i = \frac{1}{l_i} \sum_{k=1}^{l_i} \tau_{ik} \tag{32}$$

должна быть идентична оценке $\hat{e}_i$. Это действительно так. Однако, поскольку на практике значения τ_i не регистрируются в индивидуальном порядке, а приводятся только в виде ряда распределения

$$\{d_i, d_{i+1}, \ldots, d_w\}, \quad \text{где} \sum_{j=i}^{w} d_j = l_i \,,$$

среднюю $\bar{\tau}_i$ можно вычислить по формуле

$$\bar{\tau}_i = \frac{1}{l_i} \sum_{j=i}^{w} (x_j - x_i + a_j n_j) d_j \,, \tag{33}$$

где a_j означает долю возрастного интервала (x_j, x_{j+1}), прожитую в среднем умершими в этом интервале, а n_j — длину данного интервала. Эта формула после преобразования примет вид:

$$\bar{\tau}_i = \frac{1}{l_i} \left[\sum_{j=i}^{w-1} \{n_j (l_j - d_j) + a_j n_j d_j\} + a_w n_w d_w \right], \tag{34}$$

а после подстановки

$$L_j = n_j (l_j - d_j) + a_j n_j d_j \qquad \text{для } j = i, i+1, \ldots, w-1$$

и

$$L_w = a_w n_w d_w$$

сведется к (31), т. е. $\bar{\tau}_i = \hat{e}_i$.

Значимость этого результата заключается в возможности придания оценке $\hat{e}_i$ всех тех известных свойств, которые имеет $\bar{\tau}_i$ как средняя из выборки, причем наиболее важна в этом случае асимптотическая нормальность оценки $\hat{e}_i$.

Для получения формул ожидаемого значения и дисперсии оценки $\hat{e}_i$ лучше всего воспользоваться формулой (34) после ее приведения к такому виду, при котором $\hat{e}_i$ есть линейная функция оценок $\hat{p}_{ij}$ с известными свойствами:

$$\hat{e}_i = a_i n_i + \sum_{j=i+1}^{w} c_j \hat{p}_{ij}, \tag{35}$$

причем $c_j = (1-a_{j-1})\, n_{j-1} + a_j n_j$.

Отсюда ожидаемое значение оценки

$$e_i = \mathrm{E}(\hat{e}_i) = a_i n_i + \sum_{j=1}^{w} c_j p_{ij}, \tag{36}$$

поскольку, по аналогии с (26), $\hat{p}_{ij}$ не смещены.

Дисперсия оценки $\hat{e}_i$

$$\mathrm{D}^2(\hat{e}_i) = \sum_{j=i+1}^{w} c_j^2 \mathrm{D}^2(\hat{p}_{ij}) + 2 \sum_{j=i+1}^{w-1} \sum_{h=j+i}^{w} c_j c_k \operatorname{Cov}(\hat{p}_{ij}, p_{ik}) \tag{37}$$

с учетом формул (30) и (36), а также зависимости

$$e_i - a_i n_i = [e_{i+1} + (1-a_i) n_i] p_i \tag{38}$$

имеет вид:

$$\mathrm{D}^2(\hat{e}_i) = \mathrm{E}\left(\frac{1}{l_i}\right)\left[\sum_{j=i}^{w-1} \{e_{j+1} + (1-a_j) n_j\}^2 p_{ij} p_j q_j\right] \tag{39}$$

для $i = 0,1,\ldots,w-1$.

Если l_i очень велико, то можно принять $\frac{1}{\mathrm{E}(l_i)}$ вместо $\mathrm{E}\left(\frac{1}{l_i}\right)$ и p_{ij} вместо $\frac{\mathrm{E}(l_j)}{\mathrm{E}(l_i)}$. Тогда, пользуясь формулой (27), можно написать:

$$D^2(\hat{e}_i) = \sum_{j=i}^{w-1} (p_{ij})^2 \{e_{j+1} + (1-a_j) n_j\}^2 D^2(\hat{p}_j). \tag{40}$$

Полученные результаты позволяют сформулировать следующую важную для практического применения теорему.

Если распределение смертей в возрастном интервале (x_j, x_{j+1}) *имеет такое свойство, что для* $j=i, i+1, \ldots, \omega$ *каждый из* d_i *индивидов проживает в этом интервале* $a_i n_i$ *лет, то при* l_i, *стремящемся к бесконечности, распределение вероятности оценки средней продолжительности предстоящей жизни* $\hat{e}_i$, *определенной формулой* (35), *асимптотически нормально и имеет ожидаемое значение, а также дисперсию, определенную соответственно формулами* (36) и (40).

3. ПРАКТИЧЕСКИЕ ПРОБЛЕМЫ ПОСТРОЕНИЯ КОГОРТНЫХ ТАБЛИЦ

Когортные таблицы, рассмотренные в разделе 2, находят применение, с определенными модификациями, главным образом в анализе продолжительности жизни больных людей (для изучения эффективности лечебных мер) и в исследованиях жизни популяций животных, поскольку существует полная возможность непрерывного наблюдения всей когорты. В статистической практике, имеющей дело с большими совокупностями людей, невозможно наблюдение ни числа доживающих, ни числа умерших внутри одной группы лиц, родившихся в определенный период на определенной территории. Часть такой когорты всегда эмигрирует, и смерти этих лиц на данной территории не регистрируются; в свою очередь из зарегистрированных смертей нельзя выделить смерти иммигрантов, т. е. лиц, не входящих в интересующую нас когорту. Таким образом, данными, которые, как следует из формулы (14), служат основой для оценки вероятностей смерти, мы не располагаем.

Практическое решение этой проблемы опирается на предпосылку, что порядок вымирания определяется главным образом условиями жизни населения, характерными для данного периода и данных признаков региона, таких, как климат, виды профессий, уровень развития просвещения и гигиены. Эта предпосылка позволяет отождествлять оценку вероятности смерти, полученную для населения данной территории в настоящее время, с оценкой, которая была бы свойственна когорте, родившейся на этой территории и там живущей. Зная же оценки $\hat{q}_i$ вероятностей смерти, можно вычислить оценки значений остальных функций, пользуясь зависи-

мостями между отдельными табличными функциями. При установленной начальной численности l_0 мы имеем для $i=0, 1, \ldots, \omega-1$

$$\hat{d}_i=\hat{l}_i q_i, \tag{41}$$

$$\hat{l}_{i+1}=\hat{l}_i-\hat{d}_i \tag{42}$$

и далее

$$\hat{L}_i=n_i\hat{l}_{i+1}+a_i n_i\hat{d}_i \tag{43}$$

и

$$\hat{e}_i=\frac{1}{\hat{l}_i}\sum_{j=i}^{w}\hat{L}_j\,. \tag{44}$$

Заметим, что здесь существенно *меняется интерпретация* всей таблицы. Мы имеем дело уже не с действительной когортой, для которой в таблице представлены фактические числа умерших и доживающих, а также фонд времени жизни. Теперь это *гипотетическая когорта*, а полученные значения функции представляют собой *оценки;* например, $\hat{l}_i$ — это оценка среднего числа доживающих (т. е. оценка *ожидаемого значения* числа l_i доживающих до возраста x_i, из l_0 лиц, образующих начальную численность гипотетической когорты).

Соответственно вместе с изменением метода оценивания вероятностей смерти и интерпретации остальных табличных функций меняются и некоторые свойства оценок. При этом складывается ситуация, идентичная той, которая имеет место в случае текущих таблиц (они рассматриваются в следующем разделе работы).

Представленный в данном разделе подход с помощью метода когорт к процессу дожития и вымирания совокупностей людей имеет большое познавательное значение, а его практическое применение — построение когортных таблиц продолжительности жизни — непосредственно полезно для многих областей статистического исследования.

Познавательное значение обусловлено всесторонностью характеристики, которую представляют оцененные величины табличных функций, а возможность вычисления дисперсий этих оценок позволяет установить их точность и проверить возможные статистические гипотезы, касающиеся параметров процесса. Научная ценность когортных таблиц до сих пор не была должным образом

оценена. Это связано отчасти с трудностями их построения, так как соответствующие статистические данные имеются лишь в немногих странах; помешали войны, изменения границ государств и миграция. Другой фактор, зачастую обусловливающий отсутствие интереса к когортным таблицам, составляет распространенное мнение о том, что «средняя продолжительность жизни группы уже умерших людей имеет только историческое значение» (см., например, уже цитированную нами работу Чанга [2]). Верно, конечно, что самым интересным параметром, лучше всего характеризующим процесс дожития и вымирания населения, служит средняя продолжительность жизни, которую можно оценить только после вымирания всей когорты. Однако, наблюдая живущую когорту, можно вычислить вплоть до возраста, которого когорта достигла в настоящее время, значения всех остальных табличных функций. Этого достаточно для того, чтобы сделать выводы, например, о различиях в параметрах процесса дожития когорт родившихся в разные периоды, либо сравнить когорты ровесников, живущих в разных регионах. Потребность в построении когортных таблиц продолжительности жизни особенно очевидна в двух чисто практических областях: для выполнения расчетов численности населения в минувшие периоды на основе нынешнего состояния, а также для прогноза смертности населения, живущего в настоящее время. Первая задача связана с периодически проводимыми ретроспективными исследованиями, касающимися других демографических процессов, таких, как плодовитость женщин, заключение и расторжение браков, миграционные потоки и т. п. Эти исследования состоят в воссоздании течения процесса на основании тех фактов, которые помнят лица, ныне живущие. Правильную картину процесса можно получить, только приняв во внимание смертность в минувшие периоды. Вопрос применения когортных таблиц для прогнозов имеет два аспекта. Один — это возможность экстраполяции параметров, что вместе с другими косвенными данными (например, прогнозами технического прогресса, прогресса медицины и т. п.) дает сам прогноз этих параметров. Другой — это возможность оценки точности прогноза благодаря знанию стохастических свойств процесса дожития.

Разработок, содержащих когортные таблицы продолжительности жизни, существует немного. Наиболее известны и наиболее подробны краткие таблицы продолжительности жизни населения Англии и Уэльса, выполненные Chester Beatty Research Institute [1]. Они охватывают пятилетние когорты родившихся в 1841—1960 гг. мужчин и женщин. Для всех когорт приведено пять функций: коэффициент смертности, вероятность смерти, число доживающих, число умерших и фонд времени жизни, а для восьми когорт 1841—1880 гг. также средняя продолжительность предстоящей жизни, причем в расчетах для старческих возрастов была применена экстраполяция.

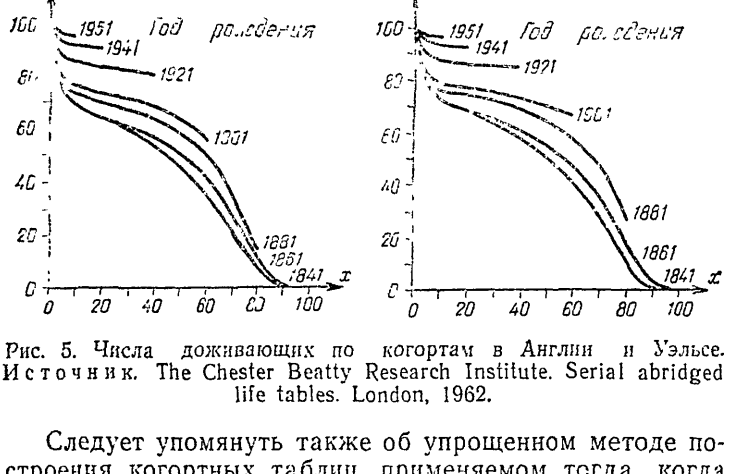


Рис. 5. Числа доживающих по когортам в Англии и Уэльсе. Источник. The Chester Beatty Research Institute. Serial abridged life tables. London, 1962.

Следует упомянуть также об упрощенном методе построения когортных таблиц, применяемом тогда, когда отсутствуют точные или достаточно правдоподобные данные о числе смертей или численности населения. Если имеются периодически разрабатываемые текущие таблицы продолжительности жизни, то путем соответствующих сопоставлений и пересчетов можно получить приближенные значения вероятностей смерти и чисел доживающих для когорт [3], [4]. Такие таблицы значительно легче составить, а зачастую их совершенно достаточно для некоторых целей, например для упомянутых выше оценок населения в минувшие периоды.

Примером, подтверждающим пригодность когортного анализа, служит разработка, касающаяся смертности женщин в Польше в течение последних 50 лет, выполненная как вспомогательный материал для когортного исследования браков и плодовитости женщин (см. таблицу). В расчетах применялись данные о смерти женщин по годам рождения (1901—1950) и календарным годам (1948—1970), а также оценки числа женщин по возрасту в последующие годы (1949—1970). Вычислены фактические приближенные оценки вероятностей смерти в течение года для когорт женщин, родившихся в пятилетиях 1901—1905, 1906—1910, ..., 1946—1950 гг., и относящиеся к периоду 1948—1970 гг. Для периода до 1948 г. значения вероятностей смерти определены путем интерполяции между полученными значениями для 1948—1952 гг. и соответствующими значениями из текущих таблиц 1931/32 гг. Для самых старших когорт женщин дополнительно произведена интерполяция между значениями из таблиц 1931/32 гг. и расчетными данными на начало столетия. Результаты, полученные путем интерполяции, разумеется, приблизительные и, кроме того, не учитывают потерь, которые понесло население Польши в двух войнах. В связи с этим, а также вследствие существования значительной зарубежной миграции в межвоенный период и во время второй мировой войны когорты, определенные годом рождения, следует рассматривать как гипотетические. Результаты этой разработки, представленные в таблице, иллюстрируют прежде всего известный факт общего снижения смертности молодых женщин, в некоторых возрастах даже десятикратного. Когортный подход показал очень интересное свойство интенсивности смертности как функции возраста. В текущих таблицах вследствие непрерывного уменьшения интенсивности смертности во всех возрастах это свойство не обнаруживалось. Как в таблицах 1931/32 гг., так и во всех послевоенных таблицах, вероятности смерти женщин старше 15 лет с возрастом увеличивались с более или менее выраженными изменениями темпа роста. Как можно убедиться, рассматривая таблицу, эти вероятности, определенные отдельно для каждой когорты, растут только примерно до 20 лет, после чего наступает значительное снижение, доходящее в некоторых когортах до половины величины предыдущего максимума. Минимальная величина достигается при-

ВЕРОЯТНОСТИ СМЕРТИ ЖЕНЩИН В ТЕЧЕНИЕ ГОДА
(значения для Польши)

Возраст	Величины из текущих таблиц		Когортные величины для женщин, родившихся в годы									
	1931/32 гг.	1960/61 гг.	1901—1905	1906—1910	1911—1915	1916—1920	1921—1925	1926—1930	1931—1935	1936—1940	1941—1945	1946—1950
	на 100 000 женщин данного возраста											
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
15	340	46	*408*	*380*	*352*	*307*	*252*	*190*	141	86	54	41
16	370	52	*438*	*407*	*370*	*324*	*267*	*209*	155	81	55	42
17	390	58	*455*	*422*	*384*	*336*	*281*	*227*	172	84	55	45
18	410	62	*472*	*437*	*399*	*346*	*293*	*240*	169	86	61	48
19	440	66	*499*	*462*	*418*	*362*	*306*	*250*	164	88	63	55
20	480	70	*536*	*496*	*443*	*380*	*318*	*255*	159	95	66	×
21	500	75	*550*	*508*	*448*	*383*	*318*	*253*	137	87	66	×
22	530	79	*574*	*518*	*459*	*388*	*317*	246	127	83	62	×
23	540	84	*576*	*526*	*454*	*382*	*310*	224	117	79	59	×
24	550	89	*578*	*521*	*447*	*374*	*301*	204	121	80	64	×
25	560	94	*579*	*515*	*440*	*366*	*291*	177	110	83	×	×
26	570	100	*578*	*509*	*433*	*357*	*281*	160	107	73	×	×
27	580	105	*576*	*503*	*426*	*348*	271	145	108	75	×	×
28	590	110	*574*	*496*	*418*	*338*	244	142	106	81	×	×
29	600	114	*568*	*488*	*408*	*328*	220	143	104	77	×	×
30	610	120	*561*	*480*	*399*	*318*	206	144	103	×	×	×
31	630	125	*562*	*477*	*393*	*308*	179	133	103	×	×	×
32	640	132	*554*	*469*	*383*	298	184	135	103	×	×	×
33	660	139	*553*	*464*	*375*	262	178	141	108	×	×	×
34	680	147	*551*	*458*	*366*	251	179	137	111	×	×	×

Вопрос	Величины из текущих таблиц		Когортные величины для женщин, родившихся в годы									
	1931 г.	1960 г.	1901—1905	1906—1910	1911—1915	1916—1920	1921—1925	1926—1930	1931—1935	1936—1940	1941—1945	1946—19[illegible]
	на 100 000 женщин данного возраста											
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
35	690	155	*540*	*447*	*353*	251	182	142	×	×	×	×
36	700	165	*531*	*437*	*343*	241	173	149	×	×	×	×
37	710	176	*522*	*427*	334	236	177	119	×	×	×	×
38	710	187	*509*	*417*	327	231	193	160	×	×	×	×
39	720	199	*503*	*412*	314	239	194	171	×	×	×	×
40	730	212	*496*	*406*	326	252	207	×	×	×	×	×
41	740	227	*491*	*402*	295	251	207	×	×	×	×	×
42	750	245	*488*	400	310	252	220	×	×	×	×	×
43	760	267	*488*	402	320	272	227	×	×	×	×	×
44	770	293	*496*	403	323	287	258	×	×	×	×	×
45	790	321	*506*	416	338	306	×	×	×	×	×	×
46	820	353	*521*	421	348	327	×	×	×	×	×	×
47	850	383	550	439	383	352	×	×	×	×	×	×
48	900	409	564	456	385	368	×	×	×	×	×	×
49	940	435	595	493	424	407	×	×	×	×	×	×
50	1010	467	610	496	448	×	×	×	×	×	×	×
51	1080	503	628	537	489	×	×	×	×	×	×	×
52	1180	543	654	574	521	×	×	×	×	×	×	×
53	1280	587	692	598	544	×	×	×	×	×	×	×
54	1390	637	725	637	597	×	×	×	×	×	×	×

Примечание. Курсивом обозначены величины, полученные путем интерполяции, не учитывающие военных потерь.

Источник: Расчет автора, а также Polskie tablice wymieralności 1931/32, seria *«Statystyka Polski»* 1938, Seria C, 91 (составлены под руководством С. Шульца) и Polskie tablice wymieralności 1960/61, seria *«Statystyka Polski»* 1964, 91 (составлены под руководством Е. Хольцера).

мерно к 40 годам для когорт женщин, родившихся до 1920 г., и постепенно передвигается к 30 годам для женщин, родившихся в конце тридцатых годов.

Может быть, такой характер изменения интенсивности смертности закономерен и проявился только у рассматриваемых когорт женщин, родившихся в первой половине нынешнего столетия. Тем не менее он оказывает существенное влияние на значения характеристик других процессов (заключение браков, плодовитость) для этих когорт.

БИБЛИОГРАФИЯ

1. The Chester Beatty Research Institute, Serial abridged life tables, London, 1962.
2. Chiang C. L. Introduction to stochastic processes in biostatistics, New York, 1968.
3. Indan F. Metoda kohort w zastosowaniu do tablic wymieralności, WSR, Olsztyn, 1967.
4. Lègarè J. Quelques considérations sur les tables de mortalité de génération. Application à l'Angleterre et au Pays de Galles, *Population*, 1965, N 5.
5. Makeham W. M. On the law of mortality and the construction of annuity tables, *Journal of the Institute of Actuaries*, 1860, № 8.
6. Weibull W. A statistical theory of the strength of material, *Ing. Vetenskaps Akad. Handl*, 1939, № 151.

Перевод *Н. Н. Малютиной*

Уильям Брасс

ОБ ОДНОМ СПОСОБЕ ВЫРАЖЕНИЯ ЗАКОНОМЕРНОСТЕЙ СМЕРТНОСТИ

W. Brass. On the scale of mortality. *Biological Aspects of Demography. Symposia of the Society for the Study of Human Biology.* Vol. X. Taylor & Francis Ltd, London, 1971, pp. 69—110.

ВВЕДЕНИЕ

Для всех населений, достаточно многочисленных и наблюдаемых достаточно долго, для того чтобы исключить случайные колебания, возрастные показатели смертности обладают рядом характерных свойств. Эти сходные черты основных закономерностей смертности стимулируют поиск простых методов описания соотношений смертности в разных странах или в разные периоды времени в одной и той же стране. В данной статье представлена система описания таких соотношений при помощи математических функций, в которых показатели смертности в данном населении определяются всего двумя параметрами. Эта система дает возможность получить семейства кривых смертности* (или таблиц смертности, которые представляют собой особый вид описания этих кривых). Типовые кривые такого рода в демографии условно называют «моделями», хотя этот термин и неудачен, так как при имитации демографических процессов он употребляется в совершенно ином смысле.

Модельные таблицы смертности, или типовые кривые, могут применяться для многих целей. Чаще всего, пожалуй, они применяются для выравнивания, коррек-

* В оригинале «mortality pattern», этот термин употребляется в значении «общий характер изменения смертности с возрастом», что и послужило основанием для перевода. — *Прим. ред.*

тировки и дополнения неполных и дефектных данных по развивающимся странам. С этой целью [2] широко применялась и описываемая здесь система, хотя подробного рассмотрения ее характеристик опубликовано не было. При анализе неудовлетворительных записей преимущество простой модели, которая все же отражает основные особенности ситуации, заключается в том, что оценки смертности могут быть сделаны на основе того или иного сочетания лишь наиболее достоверных наблюдений. Весьма сходные условия существуют и при экстраполяции прошлых тенденций на будущий период даже для населения с точной и детальной демографической статистикой, что позволило применить модель также при решении и этой проблемы [3, с. 75—91].

Простота рассматриваемой системы при описании соотношений между различными кривыми смертности наводит на мысль о том, что эти соотношения зависят от коренных свойств изменения показателей смертности с возрастом. Основная цель работы заключается в том, чтобы, исследуя эту гипотезу, глубже заглянуть в природу изменения коэффициентов смертности в зависимости от возраста и получить содержательно интерпретируемый метод для их измерения. Для этого здесь дается детальное описание системы модельных таблиц смертности и проверяется, насколько полно она отражает результаты наблюдений для ряда населений. Далее делается попытка интерпретировать форму математической связи, лежащей в основе системы, и указываются некоторые возможные пути ее применения. Применение моделей в качестве типовых распределений для описания, сглаживания, корректировки и приблизительной оценки (которое в значительной степени не связано с какой-либо интерпретацией) здесь не рассматривается.

МОДЕЛИРОВАНИЕ КРИВЫХ СМЕРТНОСТИ

Некоторые существенные свойства кривых смертности были замечены уже давно и, начиная с исследований Гомперца (1825 г.), было сделано много попыток построения математических функций возраста, которые могли бы эти свойства описать. В основном такие попытки ограничивались моделированием показателей

смертности возрастных групп, следующих за детскими возрастами, имеющими вслед за высокой младенческой смертностью наименьшие уровни смертности. Эти исследования базировались в основном на расчетах с помощью экспоненциальных функций. Другой подход был избран теми, кто пытался в своих работах анализировать «кривые вымирания», т. е. доли умерших в каждом возрасте из некоторой совокупности родившихся. Например, Пирсон [10] разработал метод описания таких кривых на основе сочетания трех независимых нормальных распределений, охватывающих различные периоды жизни. Краткий обзор всех этих подходов дается в работе Бенжамена [1, с. 211—253].

В последнее время происходит некоторое смещение акцентов, продиктованное потребностью в типовых семействах таблиц смертности, необходимых при анализе данных по развивающимся странам. Такие «типовые семейства» таблиц строятся в основном как средние из фактически наблюдавшихся показателей смертности по группам населений. Различные приемы усреднения и перевода результатов в систематизированную форму таблиц смертности основаны большей частью на применении статистических регрессионных методов. Основная посылка состоит в том, что кривые смертности достаточно постоянны и их можно описать при помощи таблиц смертности с весьма ограниченным числом вариантов; зависимость смертности от возраста или связь между отдельными таблицами семейства здесь подробно не выявляются. Первыми такими типовыми семействами были модельные таблицы смертности ООН [11]; в них для каждого пола при данном уровне смертности существует одна таблица смертности, т. е. имеется лишь одна характеристика изменения (или один параметр). Коул и Демени [5] видоизменили и расширили систему таблиц ООН в отношении отбора первичных данных и приемов расчета, но прежде всего тем, что построили четыре семейства региональных таблиц (для мужчин и для женщин); каждое из них основывалось на группе населений, кривые смертности которых обладают рядом общих особенностей.

Этот введенный в систему таблиц Коула и Демени дополнительный разрез позволил более точно устанавливать соответствие между моделями и реальными таблицами смертности, чем при помощи моделей ООН, от-

нако некоторые несоответствия и аномалии все еще остаются. Руководствуясь теоретической работой Ледерманна и Бреа [9, с. 637—682], можно определить число параметров (разрезов), которое необходимо для того, чтобы модельные таблицы смертности могли точно представлять фактические данные. При помощи факторного анализа возрастных показателей смертности по ряду населений они показали, что значительную часть вариации описывают два фактора (кроме пола); два других фактора также оказывали существенное влияние в младших и более старших возрастах соответственно. Были даны методы модификации модельных таблиц смертности ООН, необходимые для решения этой задачи.

В работе Ледерманна делается предположение, что соотношения повозрастной смертности различных населений между собой приближенно описываются функцией, содержащей два неизвестных параметра, но не рассматриваются пути построения такой функции. История знает много попыток описать показатели смертности при помощи математической функции возраста, вместе с тем проблема соотнесения смертности разных населений между собой при помощи таких средств не рассматривалась. Представляется, что такая попытка была предпринята (и то лишь косвенно) в связи с прогнозированием будущей смертности на основе показателей смертности когорт.

Если рассматривать тенденции смертности некоторого населения на протяжении ограниченного интервала времени, то относительные изменения возрастных коэффициентов смертности в большей части возрастных групп не будут сильно отличаться друг от друга. Это наблюдение легло в основу классической работы Кермака и др. [8, с. 698—703], посвященной прогнозу смертности на базе когортных данных. Пусть μ_x — показатель смертности в точном возрасте x (обычно называемый силой смертности и более удобный для анализа, чем общепринятые показатели для возрастных интервалов), тогда приближенное соотношение, описывающее изменение показателей смертности, приобретает вид $\mu_1(x) = C\mu_2(x)$, где индексы 1 и 2 относятся к двум таблицам смертности в разные периоды, а C — константа. Это эквивалентно соотношению $l_1'(x)/l_1(x) = Cl_2'(x)/l_2(x)$, где $l(x)$ — табличные числа доживаю-

вида до возраста x и штрих — как дифференциал. Из этого уравнения далее следует, что $\log l_2(x) = C \log l_1(x)$, где $\log_e$ — натуральный логарифм; обычно это наиболее удобная форма представления. Следует помнить, что при $x = 0$, $l_1(x)$ и $l_2(x)$ равны 1, а их логарифмы равны 0. Если определенное соотношение между таблицами смертности в некотором населении сохраняется на протяжении длительного периода времени, то естественно предположить, что оно могло бы описывать и кривые смертности в населениях на разных стадиях развития.

СИСТЕМА ЛОГИТОВ

При построении модельных таблиц смертности по полу демографы ООН рассчитали как вспомогательный статистический возрастные ряды показателей смертности для четырех уровней. Это были обычные нельсоновские средние из возрастных вероятностей смерти, рассчитанные по опубликованным данным для четырех групп стран; группировка проводилась в соответствии с уровнями ожидаемой продолжительности жизни. Эти возрастные ряды, которые представлены в табл. 1, дают удобную основу для предварительных суждений о характере соотношений. Легко видеть, что отношения вероятностей умереть в любых двух рядах не постоянны, но с изменением возраста изменяются довольно сложным образом, в частности становясь близкими к 1 в более старших возрастах. Например, вероятность умереть в возрастной группе 1—4 года для ряда *D* в 16 раз больше, чем для ряда *A*, но соответствующая величина в возрасте 75—79 лет меньше, чем 1,5. Это наводит на мысль воспользоваться системой, в которой различия показателей смертности на ранних годах жизни в разных населениях измеряются пропорционально не табличным числам доживающих $l(x)$, а вероятностям умереть в возрастах моложе x: $1-l(x)$, тогда как в старших возрастах остается прежняя взаимосвязь.

---

* Здесь и в дальнейшем корень таблицы $l(0)$ принимается равным 1. — *Прим. ред.*

** В оригинале «mortality schedules», термин употребляется в отличие от «mortality pattern» для обозначения ряда (строки, столбца) возрастных показателей смертности, что и послужило основанием для перевода. — *Прим. ред.*

нако некоторые несоответствия и аномалии все еще остаются. Руководствуясь теоретической работой Ледерманна и Бреа [9, с. 637—682], можно определить число параметров (разрезов), которое необходимо для того, чтобы модельные таблицы смертности могли точно представлять фактические данные. При помощи факторного анализа возрастных показателей смертности по ряду населений они показали, что значительную часть вариации описывают два фактора (кроме пола); два других фактора также оказывали существенное влияние в младших и более старших возрастах соответственно. Были даны методы модификации модельных таблиц смертности ООН, необходимые для решения этой задачи.

В работе Ледерманна делается предположение, что соотношения повозрастной смертности различных населений между собой приближенно описываются функцией, содержащей два неизвестных параметра, но не рассматриваются пути построения такой функции. История знает много попыток описать показатели смертности при помощи математической функции возраста, вместе с тем проблема соотнесения смертности разных населений между собой при помощи таких средств не рассматривалась. Представляется, что такая попытка была предпринята (и то лишь косвенно) в связи с прогнозированием будущей смертности на основе показателей смертности когорт.

Если рассматривать тенденции смертности некоторого населения на протяжении ограниченного интервала времени, то относительные изменения возрастных коэффициентов смертности в большей части возрастных групп не будут сильно отличаться друг от друга. Это наблюдение легло в основу классической работы Кермака и др. [8, с. 698—703], посвященной прогнозу смертности на базе когортных данных. Пусть μ_x — показатель смертности в точном возрасте x (обычно называемый силой смертности и более удобный для анализа, чем общепринятые показатели для возрастных интервалов), тогда приближенное соотношение, описывающее изменение показателей смертности, приобретает вид $\mu_1(x) = C\mu_2(x)$, где индексы 1 и 2 относятся к двум таблицам смертности в разные периоды, а C — константа. Это эквивалентно соотношению $l_1'(x)/l_1(x) = Cl_2'(x)/l_2(x)$, где $l(x)$ — табличные числа доживающих до возраста x и штрих — знак дифференцирования. Из этого уравнения далее следует, что $\log_e l_1(x) = C\log_e l_2(x)$, где $\log_e$ — натуральный логарифм; обычно это наиболее удобная форма представления. Следует заметить, что при $x=0$, $l_1(x)$ и $l_2(x)$ равны 1*, а их логарифмы равны 0. Если определенное соотношение между таблицами смертности в некотором населении сохраняется на протяжении длительного периода времени, то естественно предположить, что оно могло бы описывать и кривые смертности в населениях на разных ступенях развития.

СИСТЕМА ЛОГИТОВ

При построении модельных таблиц смертности по полу демографы ООН рассчитали как вспомогательное средство возрастные ряды показателей смертности** для четырех уровней. Это были обычные невзвешенные средние из возрастных вероятностей смерти, рассчитанные по опубликованным данным для четырех групп стран; группировка проводилась в соответствии с уровнями ожидаемой продолжительности жизни. Эти возрастные ряды, которые представлены в табл. 1, дают удобную основу для предварительных суждений о характере соотношений. Легко видеть, что отношения вероятностей умереть в любых двух рядах не постоянны, но с изменением возраста изменяются довольно сложным образом, в частности становясь близкими к 1 в более старших возрастах. Например, вероятность умереть в возрастной группе 1—4 года для ряда D в 16 раз больше, чем для ряда A, но соответствующая величина в возрасте 75—79 лет меньше, чем 1,5. Это наводит на мысль воспользоваться системой, в которой различия показателей смертности на ранних годах жизни в разных населениях измеряются пропорционально не табличным числам доживающих $l(x)$, а вероятностям умереть в возрастах моложе x: $1-l(x)$, тогда как в старших возрастах остается прежняя взаимосвязь.

* Здесь и в дальнейшем корень таблицы $l(0)$ принимается равным 1. — *Прим. ред.*

** В оригинале «mortality schedules», термин употребляется в отличие от «mortality pattern» для обозначения ряда (строки, столбца) возрастных показателей смертности, что и послужило основанием для перевода. — *Прим. ред.*

Таблица 1

УСРЕДНЕННЫЕ РЯДЫ ПОКАЗАТЕЛЕЙ СМЕРТНОСТИ, РАССЧИТАННЫЕ ДЕМОГРАФАМИ ООН; ЧИСЛА УМЕРШИХ НА 1000 ЧЕЛОВЕК СООТВЕТСТВУЮЩЕЙ ВОЗРАСТНОЙ ГРУППЫ
(оба пола)

Возрастная группа, лет	*A*	*B*	*C*	*D*
До 1	37,57	73,51	125,16	190,34
1—4	9,32	28,04	68,78	149,55
5—9	4,62	10,71	19,29	44,70
10—14	3,83	8,25	13,48	28,18
15—19	6,61	14,12	21,81	38,79
20—24	9,40	19,64	29,85	51,11
25—29	10,29	20,81	30,76	54,60
30—34	11,50	22,37	33,05	59,78
35—39	14,19	25,88	37,41	67,11
40—44	19,33	31,62	44,27	77,07
45—49	28,44	41,27	54,42	90,54
50—54	42,67	57,05	72,32	111,70
55—59	63,37	80,38	98,99	143,90
60—64	96,48	117,63	142,88	194,77
65—69	148,56	175,71	205,70	266,84
70—74	230,65	264,56	304,47	373,41
75—79	350,18	389,25	433,87	492,18
80—84	505,60	543,90	584,93	633,05
e_0(лет)	67,63	59,50	50,30	36,77

Интервалы ожидаемой продолжительности жизни при рождении e_0 таблиц смертности, по которым рассчитывались средние: *A* — 65 лет и старше; *B* — от 55,0 до 64,9 лет; *C* — от 45 до 54,9 лет; *D* — менее 45 лет.

Простое уравнение такого рода может быть получено из логарифма дроби $(1-l(x))/l(x)$. Если это выражение продифференцировать, чтобы получить силу смертности в возрасте x, то рассмотренное соотношение между двумя таблицами смертности примет вид:

$$\frac{l'_1(x)}{l_1(x)\,(1-l_1(x))} = C\,\frac{l'_2(x)}{l_2(x)\,(1-l_2(x))},$$

или

$$\frac{\mu_1(x)}{(1-l_1(x))} = C\,\frac{\mu_2(x)}{(1-l_2(x))}.$$

В старших возрастах, когда $l(x)$ малы, а $1-l(x)$ близки к 1, уравнение мало отличается от вышеприведенного. Когда $l(x)$ приближается к 1 в младших воз-

растах, сомножители $\frac{1}{1-l_1(x)}$ и $\frac{1}{1-l_2(x)}$ будут направлены на уменьшение различий между $\mu_1(x)$ и $\mu_2(x)$. В средних возрастах, когда $l(x)$ значительно отличается и от 1 и от 0, этот компенсирующий эффект будет меньше. Тогда можно надеяться, что использование фиксированной константы C в уравнении представит результаты наблюдений лучше, чем аналогичное соотношение одних лишь сил смертности. Интегрируя, чтобы получить формулу, включающую в себя только $l(x)$, имеем

$$\log_e[(1-l_1(x))/l_1(x)] = \alpha_0 + \beta_0 \log_e[(1-l_2(x))/l_2(x)],$$

где α и β — две постоянные. Заметим, что вторая константа может быть добавлена потому, что оба логарифма обращаются в минус бесконечность, когда $x=0$ и $l(x)=1$. В статистике хорошо известна функция — логарифм p/q, где p — некоторая доля единицы и q равно $(1-p)$. С множителем 1/2 эта функция, $1/2 \cdot \log_e p/q$, называется логитом от p и широко применяется при анализе биологических проб. Аналогия ее с исследованиями биопроб будет рассмотрена в следующих разделах. Значения этой функции представлены в статистических таблицах Фишера и Йейтса. Таким образом, удобно записать полученное ранее соотношение через логиты от $1-l(x)$, т. е. через $\frac{1}{2}\log_e[(1-l(x))/l(x)]$, что в свою очередь обозначим через $Y(x)$. Таким образом, уравнение примет вид $Y_1(x)=\alpha_0+\beta_0 Y_2(x)$. В данном случае величина α_0 будет вдвое меньше, чем в предыдущем уравнении для тех же таблиц смертности, но это не приведет к путанице, так как в дальнейшем все изложение будет вестись с помощью логитов. Отметим, что, поскольку $\operatorname{logit} l(x) = -\operatorname{logit}(1-l(x))$, характер результатов не изменится, будем ли мы опираться на число умерших до возраста x или после него.

В табл. 2 даются табличные числа доживающих и логиты, соответствующие четырем усредненным рядам показателей смертности, рассчитанным демографами ООН. Вместо пятилетних возрастных интервалов даются лишь отдельные значения показателей ввиду того, что логиты в детских и молодых возрастах меняются медленно, и представление всех результатов только рас-

Возраст (x), лет	$l_{(x)}$			
	A	*B*	*C*	*D*
1	0,9624	0,9625	0,8748	0,8007
5	0,9535	0,9005	0,8147	0,6809
20	0,9392	0,8710	0,7710	0,6076
30	0,9208	0,8362	0,7259	0,5451
40	0,8973	0,7963	0,6748	0,4781
50	0,8549	0,7393	0,6093	0,4013
60	0,7666	0,6411	0,5097	0,3052
65	0,6926	0,5657	0,4369	0,2458
70	0,5897	0,4663	0,3470	0,1802
75	0,4537	0,3429	0,2414	0,1129
80	0,2948	0,2094	0,1366	0,0573

пригнло бы таблицу, не добавив ничего содержательного к анализу.

Таблица иллюстрирует тот факт, что весьма сложные соотношения между величинами чисел доживающих $l(x)$ разных рядов показателей с помощью логитов приводятся к более простой форме. Так, разности между значениями $l(x)$ для каждой пары рядов не обнаруживают ни прямо, ни косвенно зависимости их от возраста. В отличие от них разности логитов в различных возрастах лишь слегка отклоняются от некоторого постоянного уровня. Это лучше видно из табл. 3, в которой даются разности логитов для соответствующих соседних усредненных рядов.

Таблица 3

РАЗНОСТИ ЛОГИТОВ
УСРЕДНЕННЫХ РЯДОВ ПОКАЗАТЕЛЕЙ СМЕРТНОСТИ,
РАССЧИТАННЫХ ДЕМОГРАФАМИ ООН

Возраст (*x*), лет	*B*—*A*	*C*—*B*	*D*—*C*	Возраст (*x*), лет	*B*—*A*	*C*—*B*	*D*—*C*
1	0,3546	0,2948	0,2770	60	0,3045	0,2705	0,4308
5	0,4084	0,3612	0,3613	65	0,2746	0,2585	0,4338
20	0,4133	0,3481	0,3883	70	0,2490	0,2485	0,4415
30	0,4114	0,3304	0,3942	75	0,2324	0,2474	0,4582
40	0,4020	0,3166	0,4088	80	0,2282	0,2576	0,4782
50	0,3656	0,2979	0,4233				

Таблица 2

ЧИСЛА ДОЖИВАЮЩИХ И СООТВЕТСТВУЮЩИЕ ЛОГИТЫ, ФАМИ ООН, ОБА ПОЛА

Логиты			
A	*B*	*C*	*D*
—1,6216	—1,2670	—0,9722	—0,6952
—1,5099	—1,1015	—0,7403	—0,3790
—1,3684	—0,9551	—0,6070	—0,2187
—1,2264	—0,8150	—0,4846	—0,0904
—1,0836	—0,6816	—0,3650	0,0438
—0,8868	—0,5212	—0,2233	0,2000
—0,5945	—0,2900	—0,0195	0,4113
—0,4062	—0,1316	0,1269	0,5607
—0,1814	0,0676	0,3161	0,7576
0,0928	0,3252	0,5726	1,0308
0,4360	0,6642	0,9218	1,4000

Эти разности меняются медленно, но последовательно с изменением возраста, хотя интересно отметить, что направление изменения для *D*—*C* обратно направлениям двух других пар рядов. Фактически разности логитов *D*—*B* почти постоянны во всех возрастах. В тенденциях разностей имеются некоторые отклонения, но они не носят систематического характера, за исключением возраста один год. Здесь различия логитов, относящихся к разным уровням смертности, слишком малы и не могут быть включены в общую зависимость. В дальнейшем этот вопрос будет рассмотрен более подробно. Ясно, что за исключением вышеприведенного случая соотношения между усредненными рядами показателей таблиц смертности ООН, выраженные через логиты, могут быть достаточно хорошо описаны прямыми линиями.

БАЗОВАЯ СТАНДАРТНАЯ ТАБЛИЦА СМЕРТНОСТИ

В первую очередь мы рассмотрели соотношения смертностей разных населений, не стремясь построить какую-то универсальную, единую серию типовых таблиц смертности (моделей). В каждом конкретном случае выбор таблицы смертности, принимаемой в качестве базовой, стандартной кривой смертности, должен определяться целями исследования и имеющейся информа-

ней. Так, при анализе изменений смертности какого-либо населения во времени наилучшей основой явилась бы одна из вычисляемых таблиц смертности. Однако для многих целей удобно применять стандартный ряд возрастных показателей смертности, с которым могут быть соотнесены все другие. Одной из наиболее важных областей применения типовых таблиц смертности считается расчет показателей смертности для развивающихся стран, и в этом случае нет никаких оснований считать, что какая-либо особенно детализированная базовая кривая смертности будет представлять действительность лучше, чем другие.

Для этих целей стандартная таблица смертности должна строиться путем некоторого усреднения. Если две таблицы смертности связаны с некоторой третьей через логиты, и связь каждой имеет линейный характер, то и связь их между собой также линейна. За стандарт может быть принята любая из серии линейно связанных между собой таблиц. Практически же из-за отклонений от полной линейности последнее утверждение не совсем точно, и некоторые таблицы будут представлять усредненную кривую смертности лучше, чем другие. Предназначенная для общих целей базовая стандартная кривая смертности строилась на основе ряда «*B*» показателей таблиц смертности ООН. Для того чтобы сместить показатели смертности ближе к середине совокупности наблюдавшихся в различных населениях показателей смертности, логиты чисел доживающих, соответствующие ряду «*B*», были увеличены на 0,5. В системе логитов это эквивалентно изменению величины α_0 при помощи константы при неизменной величине β_0. Более естественным представляется путь, в котором за базу принимается ряд «*C*» таблиц ООН, который довольно близок к требуемому уровню смертности; этот путь был отвергнут из-за того, что наклон прямой, соответствующей ряду показателей смертности «*C*», далек от среднего из значений, наблюдавшихся в различных населениях, т. е. величины β_0, основанные на этом стандарте, были бы, как правило, положительными. Далее были скорректированы показатели смертности в возрастах один год и 65 лет и старше с тем, чтобы построенный общий стандарт позволял лучше описать опубликованные таблицы смертности, особенно для населения со средним и высоким уровнями смерт-

ности. Корректировка осуществлялась эмпирически, путем сравнений с рядами таблиц смертности ООН и региональными семействами таблиц смертности Коула и Демени (см. ниже). Размер изменений, внесенных в

Таблица 4

ПОКАЗАТЕЛИ СТАНДАРТНОЙ ТАБЛИЦЫ СМЕРТНОСТИ

Возраст (x), лет	$l(x)$	Логит	Возраст (x), лет	$l(x)$	Логит	Возраст (x), лет	$l(x)$	Логит
0	1,0000	$-\infty$	25	0,6826	—0,3829	50	0,5106	—0,0212
1	0,8499	—0,8670	26	0,6764	—0,3686	$52\frac{1}{2}$	0,4857	0,0286
2	0,8070	—0,7152	27	0,6703	—0,3549	55	0,4585	0,0832
3	0,7876	—0,6552	28	0,6643	—0,3413	$57\frac{1}{2}$	0,4291	0,1423
4	0,7762	—0,6219	29	0,6584	—0,3280	60	0,3965	0,2100
5	0,7691	—0,6015	30	0,6525	—0,3150	$62\frac{1}{2}$	0,3602	0,2873
6	0,7642	—0,5879	31	0,6466	—0,3020	65	0,3210	0,3746
7	0,7601	—0,5766	32	0,6405	—0,2889	$67\frac{1}{2}$	0,2801	0,4720
8	0,7564	—0,5666	33	0,6345	—0,2759	70	0,2380	0,5818
9	0,7532	—0,5578	34	0,6284	—0,2627	$72\frac{1}{2}$	0,1945	0,7105
10	0,7502	—0,5498	35	0,6223	—0,2496	75	0,1500	0,8673
11	0,7477	—0,5431	36	0,6160	—0,2364	$77\frac{1}{2}$	0,1090	1,0505
12	0,7452	—0,5365	37	0,6097	—0,2230	80	0,0760	1,2490
13	0,7425	—0,5296	38	0,6032	—0,2094	$82\frac{1}{2}$	0,0490	1,4828
14	0,7396	—0,5220	39	0,5966	—0,1956	85	0,0290	1,7555
15	0,7362	—0,5131	40	0,5898	—0,1817	$87\frac{1}{2}$	0,0155	2,0760
16	0,7328	—0,5043	41	0,5830	—0,1676	90	0,0070	2,4774
17	0,7287	—0,4941	42	0,5759	—0,1530	$92\frac{1}{2}$	0,0030	2,9031
18	0,7241	—0,4824	43	0,5686	—0,1381	95	0,0010	3,4534
19	0,7188	—0,4694	44	0,5612	—0,1229	$97\frac{1}{2}$	0,0001	4,6046
20	0,7130	—0,4551	45	0,5535	—0,1073	100	0,0000	∞
21	0,7069	—0,4401	46	0,5454	—0,0911			
22	0,7005	—0,4248	47	0,5371	—0,0743			
23	0,6943	—0,4103	48	0,5285	—0,0572			
24	0,6884	—0,3963	49	0,5197	—0,0395			

значения логитов ряда «*B*», виден из табл. 6. При расчете общего стандарта в меньшей степени учитывались особенности смертности в странах с низкими показателями смертности, так как применительно к этим странам имеется возможность рассчитать специальный стандарт. Таким образом, была построена стандартная таблица смертности, содержащая числа доживающих до возраста один год, пять лет и затем с пятилетними интервалами до 80 лет. Однако для некоторых целей могут потребоваться показатели с более дробными возрастными интервалами, а также для возрастов старше 80 лет. Поэтому показатели стандартной таблицы были дополнены показателями для одногодичных возрастных интервалов вплоть до возраста 50 лет и для 2,5 годичных интервалов вплоть до предельного возраста 100 лет. Показатели смертности в возрастах старше 80 лет были получены на основе анализа опубликованных таблиц смертности. Из-за недостаточной точности статистических данных об этом периоде жизни показатели последних возрастных интервалов не вполне достоверны. Величины показателей внутри пятилетних возрастных интервалов стандартной таблицы были получены путем интерполяции логитов. Табличные числа доживающих стандартной таблицы и соответствующие им логиты представлены в табл. 4.

ХАРАКТЕРИСТИКИ СИСТЕМЫ ТАБЛИЦ СМЕРТНОСТИ

Обозначим через $Y_s(x)$, где x — возраст, логиты показателей стандартного ряда, тогда уравнение, связывающее другие ряды показателей смертности с данной функцией, записывается как $Y(x)=\alpha+\beta Y_s(x)$, где коэффициенты α и β для разных таблиц смертности различны. $Y_s(x)=0$, когда $l_s(x)=0{,}5$, т. е. в возрасте, до которого доживает половина родившихся (в данном случае 51 год). Так как $Y(x)$ принимает здесь значение α, этот параметр в известном смысле может рассматриваться как измеритель уровня смертности, хотя термин «уровень» не вполне соответствует значению этого слова, так как характер изменения возрастных показателей смертности варьирует с изменением β. В данной работе термин «уровень смертности» применяется в общем смысле. Более точно будет определен смысл величин α и β. Положительные значения α соответствуют

Таблица 5

ЧИСЛА ДОЖИВАЮЩИХ НА 1000 РОДИВШИХСЯ (l), ОЖИДАЕМАЯ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТЬ ЖИЗНИ (e) И ВЕРОЯТНОСТЬ УМЕРЕТЬ ДО НЕКОТОРОГО ВОЗРАСТА (q) МОДЕЛЬНЫХ ТАБЛИЦ СМЕРТНОСТИ, ПОСТРОЕННЫХ ПРИ ПОМОЩИ ЛОГИТОВ

$\beta = 0{,}6$

Возраст, лет	$\alpha = 0{,}5$			α 0			α −0,5			α 1,0		
	l	q	e	l	q	e	l	q	e	l	q	e
0	10,000	0,4899	24,7	10,000	0,2611	43,1	10,000	0,1150	61,7	10,000	0,0456	75,8
1	5,101	0,1553	47,0	7,389	0,0892	57,2	8,850	0,0113	68,6	9,544	0,0098	78,4
5	4,309	0,0352	51,4	6,730	0,0205	58,7	8,484	0,0096	67,5	9,383	0,0039	75,7
10	4,158	0,0256	48,2	6,592	0,0151	54,8	8,402	0,0071	63,1	9,346	0,0029	71,0
15	4,051	0,0412	44,4	6,493	0,0247	50,6	8,342	0,0118	58,6	9,319	0,0049	66,2
20	3,884	0,0524	41,2	6,332	0,0321	46,9	8,243	0,0156	54,2	9,273	0,0065	61,5
25	3,681	0,0509	38,3	6,129	0,0313	43,3	8,115	0,0157	50,1	9,212	0,0066	56,9
30	3,493	0,0504	35,2	5,934	0,0321	39,7	7,987	0,0162	45,8	9,151	0,0069	52,3
35	3,317	0,0538	32,0	5,743	0,0350	35,9	7,858	0,0179	41,5	9,088	0,0077	47,6
40	3,139	0,0600	28,6	5,543	0,0398	32,1	7,717	0,0208	37,3	9,018	0,0091	43,0
45	2,950	0,0714	25,3	5,322	0,0485	28,4	7,556	0,0259	33,0	8,937	0,0115	38,4
50	2,740	0,0883	22,1	5,064	0,0618	24,7	7,360	0,0340	28,8	8,834	0,0153	33,8
55	2,498	0,1098	19,0	4,751	0,0795	21,1	7,110	0,0454	24,7	8,699	0,0209	29,3
60	2,224	0,1451	16,0	4,373	0,1094	17,7	6,787	0,0655	20,8	8,517	0,0314	24,8
65	1,901	0,1861	13,3	3,895	0,1476	14,6	6,342	0,0936	17,1	8,250	0,0471	20,6
70	21,547	0,2567	10,8	3,322	0,2115	11,7	5,749	0,1480	13,6	7,861	0,0804	16,4
75	1,150	0,3400	8,6	2,610	0,3063	9,2	4,898	0,2286	10,5	7,230	0,1386	12,7
80	759	0,4361	6,8	1,826	0,4461	7,1	3,775	0,3425	7,9	6,227	0,2389	9,3
85	428	0,5678	5,1	1,085	0,5513	5,3	2,485	0,5087	5,6	4,734	0,4205	6,4
90	185	1,0000	3,7	487	1,0000	3,8	1,221	1,0000	3,9	2,743	1,0000	4,2

$\beta = 1{,}0$

Продолжение табл. 5

Возраст, лет	$\alpha = 0{,}5$			$\alpha = 0$			$\alpha = -0{,}5$			$\alpha = -1{,}0$		
	l	q	e	l	q	e	l	q	e	l	q	e
0	10,000	0,3244	26,9	10,000	0,1501	43,4	10,000	0,0610	58,9	10,000	0,0233	70,7
1	6,756	0,1850	38,5	8,499	0,0951	50,0	9,390	0,0409	61,7	9,767	0,0161	71,4
5	5,506	0,0467	43,0	7,691	0,0246	51,1	9,005	0,0107	60,3	9,610	0,0042	68,6
10	5,249	0,0349	40,0	7,502	0,0187	47,4	8,909	0,0082	55,9	9,569	0,0033	63,8
15	5,066	0,0574	36,3	7,362	0,0315	43,2	8,835	0,0142	51,4	9,538	0,0057	59,0
20	4,775	0,0750	33,4	7,130	0,0426	39,5	8,710	0,0196	47,1	9,483	0,0080	54,4
25	4,417	0,0750	30,9	6,826	0,0441	36,2	8,539	0,0208	43,0	9,408	0,0085	49,8
30	4,086	0,0763	28,2	6,525	0,0463	32,7	8,362	0,0224	38,8	9,328	0,0093	45,2
35	3,774	0,0833	25,3	6,223	0,0522	29,2	8,175	0,0259	34,7	9,241	0,0110	40,6
40	3,460	0,0947	22,4	5,898	0,0616	25,7	7,963	0,0315	30,5	9,140	0,0136	36,0
45	3,132	0,1144	19,5	5,535	0,0775	22,2	7,712	0,0413	26,4	9,016	0,0182	31,5
50	2,774	0,1437	16,7	5,106	0,1020	18,9	7,393	0,0571	22,5	8,852	0,0260	27,0
55	2,375	0,1805	14,0	4,585	0,1352	15,7	6,971	0,0804	18,7	8,622	0,0383	22,7
60	1,947	0,2389	11,6	3,965	0,1904	12,8	6,410	0,1227	15,1	8,292	0,0624	18,5
65	1,482	0,3044	9,4	3,210	0,2586	10,2	5,624	0,1835	11,9	7,774	0,1026	14,5
70	1,031	0,4085	7,4	2,380	0,3698	7,9	4,592	0,2940	9,0	6,977	0,1888	10,9
75	610	0,5182	5,8	1,500	0,4933	6,1	3,242	0,4363	6,7	5,660	0,3321	7,8
80	294	0,6299	4,6	760	0,6184	4,7	1,827	0,5891	4,9	3,780	0,5217	5,5
85	109	0,7617	3,5	290	0,7586	3,5	751	0,7496	3,6	1,808	0,7261	3,8
90	26	1,0000	2,7	70	1,0000	2,7	188	1,0000	2,7	495	1,0000	2,8

$\beta = 1{,}6$ *Продолжение табл. 3*

Возраст, лет	$\alpha = 0{,}5$			$\alpha = 0$			$\alpha = -0{,}5$			$\alpha = -1{,}0$		
	l	q	e	l	q	e	l	q	e	l	q	e
0	10,000	0,1450	31,0	10,000	0,0587	45,0	10,000	0,0224	57,2	10,000	0,0084	66,5
1	8,550	0,1624	35,1	9,413	0,0728	46,8	9,776	0,0292	57,5	9,916	0,0111	65,1
5	7,161	0,0487	37,7	8,727	0,0224	46,4	9,491	0,0091	55,2	9,806	0,0035	62,8
10	6,812	0,0382	34,5	8,532	0,0180	42,4	9,405	0,0074	50,7	9,772	0,0028	58,0
15	6,552	0,0659	30,7	8,378	0,0321	38,1	9,335	0,0134	46,0	9,745	0,0052	53,1
20	6,121	0,0915	27,7	8,109	0,0453	34,3	9,210	0,0201	41,6	9,694	0,0079	48,4
25	5,561	0,0972	25,3	7,730	0,0522	30,8	9,025	0,0231	37,4	9,618	0,0092	43,8
30	5,020	0,1038	22,7	7,326	0,0586	27,4	8,816	0,0268	33,3	9,529	0,0108	39,2
35	4,499	0,1181	20,1	6,897	0,0702	23,9	8,580	0,0334	29,1	9,423	0,0138	34,6
40	3,968	0,1391	17,4	6,413	0,0876	20,6	8,294	0,0437	25,0	9,296	0,0185	30,0
45	3,416	0,1730	14,8	5,851	0,1165	17,3	7,931	0,0617	21,1	9,124	0,0271	25,5
50	2,825	0,2215	12,4	5,170	0,1608	14,2	7,442	0,0921	17,3	8,877	0,0426	21,2
55	2,199	0,2809	10,3	4,338	0,2208	11,5	6,756	0,1397	13,8	8,499	0,0699	17,0
60	1,581	0,3685	8,3	3,380	0,3145	9,1	5,813	0,2250	10,6	7,905	0,1268	13,1
65	999	0,4586	6,7	2,317	0,4196	7,1	4,505	0,3408	8,0	6,903	0,2257	9,6
70	541	0,5855	5,2	1,345	0,5637	5,4	2,970	0,5121	5,8	5,345	0,4100	6,7
75	224	0,7006	4,0	587	0,6925	4,0	1,449	0,6715	4,2	3,153	0,6209	4,6
80	67	0,8018	3,2	180	0,7993	3,2	476	0,7941	3,2	1,195	0,7843	3,3
85	13	0,9023	2,5	36	0,9006	2,5	98	0,8998	2,5	261	0,8982	2,5
90	1	1,0000	2,0	4	1,0000	2,0	10	1,0000	2,0	27	1,0000	2,0

значения логитов ряда «B», виден из табл. 6. При расчете общего стандарта в меньшей степени учитывались особенности смертности в странах с низкими показателями смертности, так как применительно к этим странам имеется возможность рассчитать специальный стандарт. Таким образом, была построена стандартная таблица смертности, содержащая числа доживающих до возраста один год, пять лет и затем с пятилетними интервалами до 80 лет. Однако для некоторых целей могут потребоваться показатели с более дробными возрастными интервалами, а также для возрастов старше 80 лет. Поэтому показатели стандартной таблицы были дополнены показателями для одногодичных возрастных интервалов вплоть до возраста 50 лет и для 2,5 годичных интервалов вплоть до предельного возраста 100 лет. Показатели смертности в возрастах старше 80 лет были получены на основе анализа опубликованных таблиц смертности. Из-за недостаточной точности статистических данных об этом периоде жизни показатели последних возрастных интервалов не вполне достоверны. Величины показателей внутри пятилетних возрастных интервалов стандартной таблицы были получены путем интерполяции логитов. Табличные числа доживающих стандартной таблицы и соответствующие им логиты представлены в табл. 4.

ХАРАКТЕРИСТИКИ СИСТЕМЫ ТАБЛИЦ СМЕРТНОСТИ

Обозначим через $Y_s(x)$, где x — возраст, логиты показателей стандартного ряда, тогда уравнение, связывающее другие ряды показателей смертности с данной функцией, записывается как $Y(x)=\alpha+\beta Y_s(x)$, где коэффициенты α и β для разных таблиц смертности различны. $Y_s(x)=0$, когда $l_s(x)=0{,}5$, т. е. в возрасте, до которого доживает половина родившихся (в данном случае 51 год). Так как $Y(x)$ принимает здесь значение α, этот параметр в известном смысле может рассматриваться как измеритель уровня смертности, хотя термин «уровень» не вполне соответствует значению этого слова, так как характер изменения возрастных показателей смертности варьирует с изменением β. В данной работе термин «уровень смертности» применяется в общем смысле. Более точно будет определен смысл величин α и β. Положительные значения α соответствуют

Таблица 5

ЧИСЛА ДОЖИВАЮЩИХ НА 1000 РОДИВШИХСЯ (l), ОЖИДАЕМАЯ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТЬ ЖИЗНИ (e) И ВЕРОЯТНОСТЬ УМЕРЕТЬ ДО НЕКОТОРОГО ВОЗРАСТА (q) МОДЕЛЬНЫХ ТАБЛИЦ СМЕРТНОСТИ, ПОСТРОЕННЫХ ПРИ ПОМОЩИ ЛОГИТОВ

$\beta=0{,}6$

Возраст, лет	$\alpha=0{,}5$			$\alpha=0$			$\alpha=-0{,}5$			$\alpha=1{,}0$		
	l	q	e	l	q	e	l	q	e	l	q	e
0	10,000	0,4899	24,7	10,000	0,2611	43,1	10,000	0,1150	61,7	10,000	0,0456	75,8
1	5,101	0,1553	47,0	7,389	0,0892	57,2	8,850	0,0413	68,6	9,544	0,0098	78,4
5	4,309	0,0352	51,4	6,730	0,0205	58,7	8,484	0,0096	67,5	9,383	0,0039	75,7
10	4,158	0,0256	48,2	6,592	0,0151	54,8	8,402	0,0071	63,1	9,346	0,0029	71,0
15	4,051	0,0412	44,4	6,493	0,0247	50,6	8,342	0,0118	58,6	9,319	0,0049	66,2
20	3,884	0,0524	41,2	6,332	0,0321	46,9	8,243	0,0156	54,2	9,273	0,0065	61,5
25	3,681	0,0509	38,3	6,129	0,0318	43,3	8,115	0,0157	50,1	9,212	0,0066	56,9
30	3,493	0,0504	35,2	5,934	0,0321	39,7	7,987	0,0162	45,8	9,151	0,0069	52,3
35	3,317	0,0538	32,0	5,743	0,0350	35,9	7,858	0,0179	41,5	9,088	0,0077	47,6
40	3,139	0,0600	28,6	5,543	0,0398	32,1	7,717	0,0208	37,3	9,018	0,0091	43,0
45	2,950	0,0714	25,3	5,322	0,0485	28,4	7,556	0,0259	33,0	8,937	0,0115	38,4
50	2,740	0,0883	22,1	5,064	0,0618	24,7	7,360	0,0340	28,8	8,834	0,0153	33,8
55	2,498	0,1098	19,0	4,751	0,0795	21,1	7,110	0,0454	24,7	8,699	0,0209	29,3
60	2,224	0,1451	16,0	4,373	0,1094	17,7	6,787	0,0655	20,8	8,517	0,0314	24,8
65	1,901	0,1861	13,3	3,895	0,1470	14,6	6,342	0,0936	17,1	8,250	0,0471	20,6
70	21,547	0,2567	10,8	3,322	0,2143	11,7	5,749	0,1480	13,6	7,861	0,0804	16,4
75	1,150	0,3400	8,6	2,610	0,3003	9,2	4,898	0,2286	10,5	7,230	0,1386	12,7
80	759	0,4361	6,8	1,826	0,4061	7,1	3,778	0,3423	7,9	6,227	0,2399	9,3
85	428	0,5678	5,1	1,085	0,5513	5,3	2,485	0,5087	5,6	4,734	0,4205	6,4
90	185	1,0000	3,7	487	1,0000	3,8	1,221	1,0000	3,9	2,743	1,0000	4,2

значения логитов ряда «B», виден из табл. 6. При расчете общего стандарта в меньшей степени учитывались особенности смертности в странах с низкими показателями смертности, так как применительно к этим странам имеется возможность рассчитать специальный стандарт. Таким образом, была построена стандартная таблица смертности, содержащая числа доживающих до возраста один год, пять лет и затем с пятилетними интервалами до 80 лет. Однако для некоторых целей могут потребоваться показатели с более дробными возрастными интервалами, а также для возрастов старше 80 лет. Поэтому показатели стандартной таблицы были дополнены показателями для одногодичных возрастных интервалов вплоть до возраста 50 лет и для 2,5 годичных интервалов вплоть до предельного возраста 100 лет. Показатели смертности в возрастах старше 80 лет были получены на основе анализа опубликованных таблиц смертности. Из-за недостаточной точности статистических данных об этом периоде жизни показатели последних возрастных интервалов не вполне достоверны. Величины показателей внутри пятилетних возрастных интервалов стандартной таблицы были получены путем интерполяции логитов. Табличные числа доживающих стандартной таблицы и соответствующие им логиты представлены в табл. 4.

ХАРАКТЕРИСТИКИ СИСТЕМЫ ТАБЛИЦ СМЕРТНОСТИ

Обозначим через $Y_s(x)$, где x — возраст, логиты показателей стандартного ряда, тогда уравнение, связывающее другие ряды показателей смертности с данной функцией, записывается как $Y(x)=\alpha+\beta Y_s(x)$, где коэффициенты α и β для разных таблиц смертности различны. $Y_s(x)=0$, когда $l_s(x)=0{,}5$, т. е. в возрасте, до которого доживает половина родившихся (в данном случае 51 год). Так как $Y(x)$ принимает здесь значение α, этот параметр в известном смысле может рассматриваться как измеритель уровня смертности, хотя термин «уровень» не вполне соответствует значению этого слова, так как характер изменения возрастных показателей смертности варьирует с изменением β. В данной работе термин «уровень смертности» применяется в общем смысле. Более точно будет определен смысл величин α и β. Положительные значения α соответствуют

Таблица 5

ЧИСЛА ДОЖИВАЮЩИХ НА 1000 РОДИВШИХСЯ (l), ОЖИДАЕМАЯ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТЬ ЖИЗНИ (e) И ВЕРОЯТНОСТЬ УМЕРЕТЬ ДО НЕКОТОРОГО ВОЗРАСТА (q) МОДЕЛЬНЫХ ТАБЛИЦ СМЕРТНОСТИ, ПОСТРОЕННЫХ ПРИ ПОМОЩИ ЛОГИТОВ

$\beta=0{,}6$

Возраст, лет	$\alpha=0{,}5$			$\alpha=0$			$\alpha=-0{,}5$			$\alpha=1{,}0$		
	l	q	e	l	q	e	l	q	e	l	q	e
0	10,000	0,4899	24,7	10,000	0,2611	43,1	10,000	0,1150	61,7	10,000	0,0456	75,8
1	5,101	0,1553	47,0	7,389	0,0892	57,2	8,850	0,0413	68,6	9,544	0,0098	78,4
5	4,309	0,0352	51,4	6,730	0,0205	58,7	8,484	0,0096	67,5	9,383	0,0039	75,7
10	4,158	0,0256	48,2	6,592	0,0151	54,8	8,402	0,0071	63,1	9,346	0,0029	71,0
15	4,051	0,0412	44,4	6,493	0,0247	50,6	8,342	0,0118	58,6	9,319	0,0049	66,2
20	3,884	0,0524	41,2	6,332	0,0321	46,9	8,243	0,0156	54,2	9,273	0,0065	61,5
25	3,681	0,0509	38,3	6,129	0,0318	43,3	8,115	0,0157	50,1	9,212	0,0066	56,9
30	3,493	0,0504	35,2	5,934	0,0321	39,7	7,987	0,0162	45,8	9,151	0,0069	52,3
35	3,317	0,0538	32,0	5,743	0,0350	35,9	7,858	0,0179	41,5	9,088	0,0077	47,6
40	3,139	0,0600	28,6	5,543	0,0398	32,1	7,717	0,0208	37,3	9,018	0,0091	43,0
45	2,950	0,0714	25,3	5,322	0,0485	28,4	7,556	0,0259	33,0	8,937	0,0115	38,4
50	2,740	0,0883	22,1	5,064	0,0618	24,7	7,360	0,0340	28,8	8,834	0,0153	33,8
55	2,498	0,1098	19,0	4,751	0,0795	21,1	7,110	0,0454	24,7	8,699	0,0209	29,3
60	2,224	0,1451	16,0	4,373	0,1094	17,7	6,787	0,0655	20,8	8,517	0,0314	24,8
65	1,901	0,1861	13,3	3,895	0,1470	14,6	6,342	0,0936	17,1	8,250	0,0471	20,6
70	21,547	0,2567	10,8	3,322	0,2143	11,7	5,749	0,1480	13,6	7,861	0,0804	16,4
75	1,150	0,3400	8,6	2,610	0,3003	9,2	4,898	0,2286	10,5	7,230	0,1386	12,7
80	759	0,4361	6,8	1,826	0,4061	7,1	3,778	0,3423	7,9	6,227	0,2399	9,3
85	428	0,5678	5,1	1,085	0,5513	5,3	2,485	0,5087	5,6	4,734	0,4205	6,4
90	185	1,0000	3,7	487	1,0000	3,8	1,221	1,0000	3,9	2,743	1,0000	4,2

$\beta = 1{,}0$

Продолжение табл. 5

Возраст, лет	$\alpha=0{,}5$			$\alpha=0$			$\alpha=-0{,}5$			$\alpha=-1{,}0$		
	l	q	e	l	q	e	l	q	e	l	q	e
0	10,000	0,3244	26,9	10,000	0,1501	43,4	10,000	0,0610	58,9	10,000	0,0233	70,7
1	6,756	0,1850	38,5	8,499	0,0951	50,0	9,390	0,0409	61,7	9,767	0,0161	71,4
5	5,506	0,0467	43,0	7,691	0,0246	51,1	9,005	0,0107	60,3	9,610	0,0042	68,6
10	5,249	0,0349	40,0	7,502	0,0187	47,4	8,909	0,0082	55,9	9,569	0,0033	63,8
15	5,066	0,0574	36,3	7,362	0,0315	43,2	8,835	0,0142	51,4	9,538	0,0057	59,0
20	4,775	0,0750	33,4	7,130	0,0426	39,5	8,710	0,0196	47,1	9,483	0,0080	54,4
25	4,417	0,0750	30,9	6,826	0,0441	36,2	8,539	0,0208	43,0	9,408	0,0085	49,8
30	4,086	0,0763	28,2	6,525	0,0463	32,7	8,362	0,0224	38,8	9,328	0,0093	45,2
35	3,774	0,0833	25,3	6,223	0,0522	29,2	8,175	0,0259	34,7	9,241	0,0110	40,6
40	3,460	0,0947	22,4	5,898	0,0616	25,7	7,963	0,0315	30,5	9,140	0,0136	36,0
45	3,132	0,1144	19,5	5,535	0,0775	22,2	7,712	0,0413	26,4	9,016	0,0182	31,5
50	2,774	0,1437	16,7	5,106	0,1020	18,9	7,393	0,0571	22,5	8,852	0,0260	27,0
55	2,375	0,1805	14,0	4,585	0,1352	15,7	6,971	0,0804	18,7	8,622	0,0383	22,7
60	1,947	0,2389	11,6	3,965	0,1904	12,8	6,410	0,1227	15,1	8,292	0,0624	18,5
65	1,482	0,3044	9,4	3,210	0,2586	10,2	5,624	0,1835	11,9	7,774	0,1026	14,5
70	1,031	0,4085	7,4	2,380	0,3698	7,9	4,592	0,2940	9,0	6,977	0,1888	10,9
75	610	0,5182	5,8	1,500	0,4933	6,1	3,242	0,4363	6,7	5,660	0,3321	7,8
80	294	0,6299	4,6	760	0,6184	4,7	1,827	0,5891	4,9	3,780	0,5217	5,5
85	109	0,7617	3,5	290	0,7586	3,5	751	0,7496	3,6	1,808	0,7261	3,8
90	26	1,0000	2,7	70	1,0000	2,7	188	1,0000	2,7	495	1,0000	2,8

$\beta = 1{,}0$

Продолжение табл. 5

Возраст, лет	$\alpha=0{,}5$			$\alpha=0$			$\alpha=-0{,}5$			$\alpha=-1{,}0$		
	l	q	e	l	q	e	l	q	e	l	q	e
0	10,000	0,1450	31,0	10,000	0,0587	45,0	10,000	0,0224	57,2	10,000	0,0084	66,5
1	8,550	0,1624	35,1	9,413	0,0728	46,8	9,776	0,0292	57,5	9,916	0,0111	66,1
5	7,161	0,0487	37,7	8,727	0,0224	46,4	9,491	0,0091	55,2	9,806	0,0035	62,8
10	6,812	0,0382	34,5	8,532	0,0180	42,4	9,405	0,0074	50,7	9,772	0,0028	58,0
15	6,552	0,0659	30,7	8,378	0,0321	38,1	9,335	0,0131	46,0	9,745	0,0052	53,1
20	6,121	0,0915	27,7	8,109	0,0468	34,3	9,210	0,0201	41,6	9,694	0,0079	48,4
25	5,561	0,0972	25,3	7,730	0,0522	30,8	9,025	0,0231	37,4	9,618	0,0092	43,8
30	5,020	0,1038	22,7	7,326	0,0586	27,4	8,816	0,0268	33,3	9,529	0,0108	39,2
35	4,499	0,1181	20,1	6,897	0,0702	23,9	8,580	0,0334	29,1	9,426	0,0138	34,6
40	3,968	0,1391	17,4	6,413	0,0876	20,6	8,294	0,0437	25,0	9,296	0,0185	30,0
45	3,416	0,1730	14,8	5,851	0,1165	17,3	7,931	0,0617	21,1	9,124	0,0271	25,5
50	2,825	0,2215	12,4	5,170	0,1608	14,2	7,442	0,0921	17,3	8,877	0,0426	21,2
55	2,199	0,2809	10,3	4,338	0,2208	11,5	6,756	0,1397	13,8	8,499	0,0699	17,0
60	1,581	0,3685	8,3	3,380	0,3145	9,1	5,813	0,2250	10,6	7,905	0,1268	13,1
65	999	0,4586	6,7	2,317	0,4196	7,1	4,505	0,3408	8,0	6,903	0,2257	9,6
70	541	0,5855	5,2	1,345	0,5637	5,4	2,970	0,5121	5,8	5,345	0,4100	6,7
75	224	0,7006	4,0	587	0,6925	4,0	1,449	0,6715	4,2	3,153	0,6209	4,6
80	67	0,8018	3,2	180	0,7993	3,2	476	0,7941	3,2	1,195	0,7813	3,3
85	13	0,9023	2,5	36	0,9006	2,5	98	0,8998	2,5	261	0,8982	2,5
90	1	1,0000	2,0	4	1,0000	2,0	10	1,0000	2,0	27	1,0000	2,0

функциям $l(x)$, для которых число доживающих до возраста 51 год меньше 0,5. Если β при этом равно единице, то $Y(x)-Y_s(x)$ принимает во всех возрастах значения α, и соответственно разности $l(x)$ и $l_s(x)$ изменяются в одном и том же направлении. В этом случае построенная таблица смертности характеризуется более высоким уровнем смертности, чем стандартная. Однако если $\beta>1$, то в возрастах до 51 года разность между $Y(x)$ и $Y_s(x)$ будет меньше α. Например, при $\alpha=0{,}18$ и $\beta=1{,}3\,l(x)$ было бы почти в точности равным $l_s(x)$ в возрасте пять лет, но в возрасте 51 год $l(x)$ было бы равно 0,411 по сравнению с $l_s(x)$, равным 0,5. Если величина $\beta>1$, то числа доживающих в соответствующей таблице смертности с увеличением возраста уменьшаются быстрее, чем в таблице с тем же значением α, но с β, равным 1; обратная картина имеет место для β, меньшего единицы. Таким образом, параметр β удобно называть «наклоном кривой смертности».

Чтобы яснее представить себе возможности применения параметров α и β, были построены таблицы смертности для различных значений этих параметров. Числа доживающих $l(x)$, возрастные вероятности смерти и величины ожидаемой продолжительности жизни, рассчитанные для различных значений α и β, приведены в табл. 5. Границы, принятые для β, охватывают практически все значения наблюдавшихся рядов показателей смертности, что позволяет оценить значения колебаний данного параметра. Эффект экстремальной вариации β можно оценить, сравнивая, например, таблицы смертности для β, равного 0,6, $\alpha=-1{,}00$ и β, равного 1,6, $\alpha=-0{,}50$. В обоих случаях более 93% населения доживают до возраста пять лет (93,8% и 94,9%). Однако в возрасте 70 лет значения $l(x)$ составляют соответственно 78,6 и 29,7%.

СРАВНЕНИЯ С УСРЕДНЕННЫМИ РЯДАМИ

При сравнении эмпирических таблиц смертности часто бывает удобно рассматривать разность $Y(x)-Y_s(x)$, которую мы обозначим через $D(x)$. Уравнение для логитов может быть записано как $D(x)=Y(x)-Y_s(x)=\alpha+(\beta-1)\,Y_s(x)$. Применение $D(x)$ удобно с той точки зрения, что $(\beta-1)$ обычно довольно близко к нулю; таким образом, отклонения от стандарта можно рассматривать как колебания около некоторого неизменного или медленно меняющегося уровня. Следовательно, они могут быть выражены как численно, так и графически.

Теперь удобно вернуться к рядам возрастных показателей таблиц смертности ООН и проанализировать их с помощью стандартной таблицы смертности. Значения $D(x)$ для некоторых возрастов даются в табл. 6. Следует заметить, что, поскольку каждое значение $l(x)$ получается из предыдущего путем умножения его на вероятность дожить до данного возраста, большие расхождения между эмпирической таблицей смертности и результатом расчета в системе логитов не могут иметь место лишь в обособленных возрастах, кроме, может быть, крайних. На графике это выглядит, как постепенное изменение формы кривой по мере того, как возрастные показатели эмпирической таблицы отклоняются от соответствующих показателей стандарта. Таким образом, величина возрастных интервалов, с которыми заданы числа доживающих $l(x)$, при сравнении эмпирической и выравненной таблицы не существенна. На рис. 1 значения $D(x)$ представлены как функция от $Y_s(x)$. Из таблицы и графика видно, что связь между $D(x)$ и $Y_s(x)$ может быть достаточно хорошо выражена прямыми линиями. Отклонения от прямой не имеют систематического характера за исключением возраста

Таблица 6

ЗНАЧЕНИЕ $D(x)$ ДЛЯ РЯДОВ ПОКАЗАТЕЛЕЙ ТАБЛИЦ СМЕРТНОСТИ ООН

Возраст, лет	*A*	*B*	*C*	*D*
1	—0,7546	—0,4000	—0,1052	0,1718
5	—0,9084	—0,5000	—0,1388	0,2225
20	—0,9133	—0,5000	—0,1519	0,2364
30	—0,9114	—0,5000	—0,1696	0,2246
40	—0,9019	—0,5000	—0,1833	0,2255
50	—0,8656	—0,5000	—0,2021	0,2212
60	—0,8045	—0,5000	—0,2295	0,2013
65	—0,7808	—0,5062	—0,2477	0,1861
70	—0,7632	—0,5142	—0,2657	0,1758
75	—0,7745	—0,5421	—0,2947	0,1635
80	—0,8130	—0,5848	—0,3272	0,1510

функциям $l(x)$, для которых число доживающих до возраста 51 год меньше 0,5. Если β при этом равно единице, то $Y(x)$—$Y_s(x)$ принимает во всех возрастах значения α, и соответственно разности $l(x)$ и $l_s(x)$ изменяются в одном и том же направлении. В этом случае построенная таблица смертности характеризуется более высоким уровнем смертности, чем стандартная. Однако если $\beta>1$, то в возрастах до 51 года разность между $Y(x)$ и $Y_s(x)$ будет меньше α. Например, при $\alpha=0{,}18$ и $\beta=1{,}3$ $l(x)$ было бы почти в точности равным $l_s(x)$ в возрасте пять лет, но в возрасте 51 год $l(x)$ было бы равно 0,411 по сравнению с $l_s(x)$, равным 0,5. Если величина $\beta>1$, то числа доживающих в соответствующей таблице смертности с увеличением возраста уменьшаются быстрее, чем в таблице с тем же значением α, но с β, равным 1; обратная картина имеет место для β, меньшего единицы. Таким образом, параметр β удобно называть «наклоном кривой смертности».

Чтобы яснее представить себе возможности применения параметров α и β, были построены таблицы смертности для различных значений этих параметров. Числа доживающих $l(x)$, возрастные вероятности смерти и величины ожидаемой продолжительности жизни, рассчитанные для различных значений α и β, приведены в табл. 5. Границы, принятые для β, охватывают практически все значения наблюдавшихся рядов показателей смертности, что позволяет оценить значение колебаний данного параметра. Эффект экстремальной вариации β можно оценить, сравнивая, например, таблицы смертности для β, равного 0,6, $\alpha=-1{,}00$ и β, равного 1,6, $\alpha=-0{,}50$. В обоих случаях более 93% населения доживают до возраста пять лет (93,8% и 94,9%). Однако в возрасте 70 лет значения $l(x)$ составляют соответственно 78,6 и 29,7%.

СРАВНЕНИЯ С УСРЕДНЕННЫМИ РЯДАМИ

При сравнении эмпирических таблиц смертности часто бывает удобно рассматривать разность $Y(x)-Y_s(x)$, которую мы обозначим через $D(x)$. Уравнение для логитов может быть записано как $D(x)=Y(x)-Y_s(x)=\alpha+(\beta-1)Y_s(x)$. Применение $D(x)$ удобно с той точки зрения, что $(\beta-1)$ обычно довольно близко к нулю; таким образом, отклонения от стандарта мож-

но рассматривать как колебания около некоторого неизменного или медленно меняющегося уровня. Следовательно, они могут быть выражены как численно, так и графически.

Теперь удобно вернуться к рядам возрастных показателей таблиц смертности ООН и проанализировать

Таблица 6

ЗНАЧЕНИЯ $D(x)$ ДЛЯ РЯДОВ ПОКАЗАТЕЛЕЙ ТАБЛИЦ СМЕРТНОСТИ ООН

Возраст, лет	A	B	C	D
1	—0,7516	—0,4000	—0,1072	0,1715
5	—0,9084	—0,5000	—0,1388	0,2225
20	—0,9613	—0,5000	—0,1519	0,2504
30	—0,9114	—0,5000	—0,1636	0,2246
40	—0,9039	—0,5000	—0,1833	0,2275
50	—0,8656	—0,5000	—0,2021	0,2212
60	—0,8045	—0,5000	—0,2295	0,2013
65	—0,7708	—0,5062	—0,2177	0,1861
70	—0,7632	—0,5142	—0,2657	0,1758
75	—0,7715	—0,5121	—0,2947	0,1635
80	—0,8130	—0,5818	—0,3272	0,1530

их с помощью стандартной таблицы смертности. Значения $D(x)$ для некоторых возрастов даются в табл. 6. Следует заметить, что, поскольку каждое значение $l(x)$ получается из предыдущего путем умножения его на вероятность дожить до данного возраста, большие расхождения между эмпирической таблицей смертности и результатом расчета в системе логитов не могут иметь место лишь в обособленных возрастах, кроме, может быть, крайних. На графике это выглядит, как постепенное изменение формы кривой по мере того, как возрастные показатели эмпирической таблицы отклоняются от соответствующих показателей стандарта. Таким образом, величина возрастных интервалов, с которыми заданы числа доживающих $l(x)$, при сравнении эмпирической и выравненной таблицы не существенна. На рис. 1 значения $D(x)$ представлены как функция от $Y_s(x)$. Из таблицы и графика видно, что связь между $D(x)$ и $Y_s(x)$ может быть достаточно хорошо выражена прямыми линиями. Отклонения от прямой не имеют систематического характера за исключением возраста

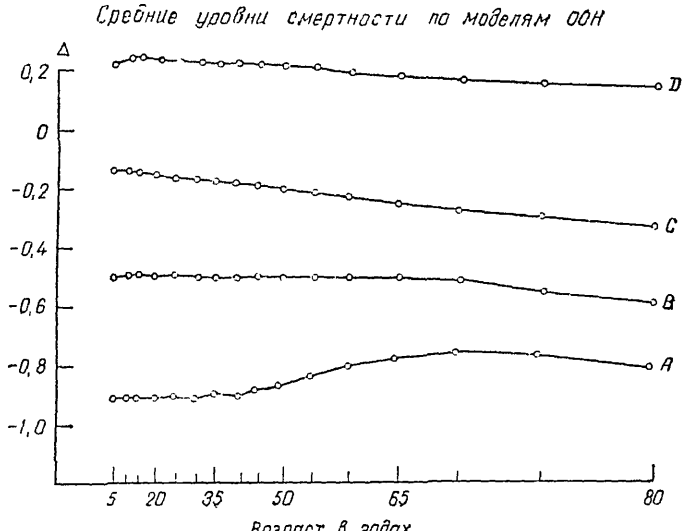


Рис 1. Отклонение от общего стандарта в дожитии до определенных возрастов по уровням смертности, выраженные через логиты.

один год и, возможно, пожилых возрастов; анализ этих отношений позволяет сделать ряд выводов, которые будут рассмотрены ниже.

Хотя колебания и отклонения кривых смертности яснее описываются с помощью логитов, полезно выразить полученные результаты посредством показателей обычных таблиц смертности. Для этого нужно выбрать для сравнения одну из таблиц системы типовых таблиц смертности. Фактически это то же самое, что и подбор прямой линии для аппроксимации величин $l(x)$ в системе логитов. Подобные методы необходимы и для практических целей, когда система таблиц применяется для аппроксимации фактических, быть может, содержащих ошибки рядов показателей смертности. Метода такого рода выравнивания (или аппроксимации), который бы был абсолютно «правильным», не существует. Вместе с тем необходим такой метод, который при отсутствии ошибок в результатах наблюдений давал бы аппроксимированные данные для интересующих нас возрастов, близкие к действительным, а при

наличии ошибок в наблюдениях сводил бы их влияние к минимуму.

Традиционным решением был бы подбор прямой линии, аппроксимирующей результаты наблюдений с помощью метода наименьших квадратов, хотя теоретическое распределение случайной ошибки, на котором основан этот метод, вряд ли имеет отношение к данному случаю. Более важен тот факт, что при методе наименьших квадратов большой вес падает на величины в крайних возрастных интервалах — в возрасте один год и в самом старшем возрасте. Разумно было бы брать эти показатели с меньшими весами, так как они плохо согласуются с системой, в значительной степени подвержены ошибкам регистрации и вообще менее важны для решения поставленной задачи. Можно было бы обратиться к методу наименьших квадратов с неравными весами, однако его применение было бы нелегко оправдать и оно весьма трудоемко. Так как некоторый элемент произвольности в данном случае неизбежен, то, как кажется, правильнее воспользоваться более простым в применении методом.

Была выбрана следующая методика. Результаты наблюдений, расположенные в порядке возрастов, делятся на две равночисленные группы, т. е. в первой группе содержатся величины $l(x)$ для всех возрастов, меньших, чем возраста второй группы. Показатель для возраста один год из этих групп исключается, поскольку он выпадает из общих соотношений. Для групп 1 и 2 отдельно рассчитываются средние значения логитов чисел доживающих $l(x)$, точно так же считаются и соответствующие средние для тех же возрастов стандартной таблицы смертности. За наилучшую принимается прямая линия, которая соединяет соответственно две точки, определяемые средними логитами наблюдений и стандарта, для групп 1 и 2.

Алгебраически метод выражается суммированием уравнений для логитов по двум группам в результате чего имеем:

$$\Sigma_1 Y(x) = n\alpha + \beta \Sigma_1 Y_s(x);$$
$$\Sigma_2 Y(x) = n\alpha + \beta \Sigma_2 Y_s(x),$$

где n — число наблюдений в каждой группе и Σ_1 выражает собой сумму по группе 1 и т. д. Решение этих уравнений относительно α и β дает требуемую прямую линию.

Группировка наблюдений при этом методе будет зависеть от характера данных. Если имеющиеся возрастные интервалы равны, то значения величин в системе логитов в младших возрастах ближе одно к другому, чем в старших возрастах. Это обстоятельство можно оценить положительно, так как сокращается влияние чисел доживающих в старших возрастах. Средние значения для двух групп близки по величине соответственно числам доживающих в детских или младших взрослых возрастах и в конце трудоспособных возрастов. При линейной аппроксимации чисел доживающих из опубликованных таблиц смертности, проведенной с целью оценки свойств системы логитов, показатели, соответствующие пятилетним возрастным интервалам от 5 до 80 лет включительно, были разделены на две

Таблица 7

ЧИСЛА ДОЖИВАЮЩИХ НА 1000 РОДИВШИХСЯ; ТАБЛИЦЫ СМЕРТНОСТИ ООН; НАБЛЮДАВШИЕСЯ (н) И АППРОКСИМИРОВАННЫЕ (а)

Возраст, лет	*A*		*B*		*C*		*D*	
	н	а	н	а	н	а	н	а
0	1000	1000	1000	1000	1000	1000	1000	1000
1	962	975	927	938	875	875	801	774
5	953	956	901	900	815	814	681	673
10	949	950	891	890	799	800	650	651
15	945	946	884	883	788	789	632	635
20	939	939	871	871	771	771	608	609
25	930	930	854	854	748	748	577	576
30	921	919	836	837	725	725	545	544
35	910	908	817	818	701	701	513	513
40	897	894	796	798	675	674	478	481
45	880	877	771	773	645	644	441	446
50	855	855	739	743	610	608	401	406
55	818	824	697	702	566	564	356	359
60	767	779	641	647	510	508	305	305
65	693	709	566	571	437	435	246	243
70	590	605	466	470	347	347	180	178
75	454	448	343	337	241	242	113	112
80	295	257	209	194	137	139	57	57
α	—0,8631		—0,5027		—0,2023		0,2112	
β	1,1167		0,9944		0,8913		0,9525	

раные группы по восемь в каждой с границей между 40 и 45 годами. Этот прием был применен к таблицам смертности ООН. Результаты изложены в табл. 7.

Числа доживающих, полученные с помощью аппроксимации, удовлетворительно согласуются с фактическими рядами во всех возрастах, кроме возраста одного года, а для кривой «*A*» — кроме самых последних возрастных групп. Аналогичные расхождения будут выявлены и при дальнейших сопоставлениях. Полученные результаты, по-видимому, могут быть применены в практических целях, однако в рамках данной работы можно ограничиться лишь кратким их рассмотрением. Почти для всех населений со средними и высшими уровнями смертности точность показателей последних возрастных групп весьма сомнительна, так как данные о возрастах, близких к предельному возрасту живущих, как в переписи, так и при регистрации смерти подвержены значительным ошибкам. Таким образом, при построении стандартной таблицы смертности было бы целесообразнее опираться в большей степени на показатели смертности старших возрастов в странах с низкими уровнями смертности. Если бы это было проделано, то соответствие между наблюдавшимися данными и результатами аппроксимации для ряда возрастных показателей смертности «*A*» было бы лучше. Соответственно качество аппроксимаций в последних возрастных группах для кривых *C* и *D* стало бы хуже, но на традиционной шкале из-за малости доли доживающих это было бы менее заметно.

Расхождения в возрасте один год и, в меньшей степени, в возрасте пять лет могут быть уменьшены, если все смерти от эндогенных причин в этих возрастах отнести к внутриутробной смертности и исключить из таблиц смертности. Тенденции изменения интенсивности смертности в этих ранних возрастах с улучшением санитарных условий были гораздо более сходны с изменениями мертворождаемости, чем с изменением смертности детей в других возрастах. В принципе, не трудно провести корректировку, исключающую эндогенную детскую смертность, но на практике метод корректировки довольно громоздок и применяться здесь не будет. Цель работы — изучить основные черты системы, а не давать подробные сравнения в отдельных возрастных группах.

РАЗЛИЧИЯ ПО ПОЛУ

Уже было показано, что усредненные ряды возрастных показателей смертности при разных уровнях смертности довольно хорошо описываются при помощи системы логитов, основанной на некотором фиксированном стандарте. Далее необходимо выяснить, адекватна ли система для подгрупп рядов возрастных показателей смертности при этом стандарте или при специально построенных стандартах. Первое, что должно быть рассмотрено, — дифференциация по полу. Расхождения между кривыми смертности мужчин и женщин наиболее ясно иллюстрируются разностями логитов чисел доживающих соответствующих таблиц смертности в одинаковых возрастах. Эти разности для отдельных возрастов, рассчитанные на основе таблиц смертности ООН, даются в табл. 8.

Таблица 8

РАЗНОСТИ ЛОГИТОВ ОТ $l(x)$
ДЛЯ МОДЕЛЬНЫХ ТАБЛИЦ СМЕРТНОСТИ ООН ПО ПОЛУ
(мужчины минус женщины)

Возраст, лет	*A*	*B*	*C*	*D*
1	0,1296	0,1183	0,0887	0,0663
5	0,1226	0,0957	0,0644	0,0398
20	0,1314	0,0819	0,0482	0,0212
30	0,1349	0,0768	0,0462	0,0077
40	0,1249	0,0732	0,0474	0,0003
50	0,1331	0,0906	0,0741	0,0213
60	0,1676	0,1237	0,1207	0,0581
65	0,1841	0,1411	0,1458	0,0744
70	0,1930	0,1555	0,1686	0,0905
75	0,1943	0,1681	0,1903	0,1035
80	0,1978	0,1849	0,2151	0,1225

Логиты для мужчин значительно больше, чем для женщин, по каждой усредненной кривой, что указывает на значительно более низкий уровень их дожития. В возрастах после 40 лет эти разности увеличиваются незначительно, но за исключением стран с низкими показателями смертности в самых младших возрастных группах они больше, чем в последующих. Так как пре-

мущество женщин, имеющее место в юности и в последних возрастных группах, на протяжении репродуктивного периода исчезает или, во всяком случае, не увеличивается, можно допустить, что данное явление связано с рождением детей. Разности показателей для мужчин и женщин, рассчитанные на основе логитов, не носят устойчиво линейного характера и отражают для разных рядов возрастных показателей смертности хотя и сходные, но все же не одинаковые различия. Поэтому, применяя вместо одной общей стандартные таблицы смертности для каждого пола в отдельности, мы получим определенное преимущество; с другой стороны, по-видимому, это преимущество будет невелико. Стандарты для мужчин и женщин были построены путем приспособления ряда «B» возрастных показателей смертности методом, аналогичным построению таблицы смертности для обоих полов вместе (стандарты приводятся в табл. 9).

Таблица 9

ПОКАЗАТЕЛИ СТАНДАРТНОЙ ТАБЛИЦЫ СМЕРТНОСТИ ДЛЯ МУЖЧИН И ЖЕНЩИН

Возраст (x), лет	Мужчины		Женщины	
	$l(x)$	логит	$l(x)$	логит
0	1,0000	$-\infty$	1,0000	$-\infty$
1	0,8348	—0,8100	0,8639	—0,9240
5	0,7571	—0,5684	0,7806	—0,6346
10	0,7395	—0,5217	0,7605	—0,5777
20	0,7056	—0,4371	0,7204	—0,4732
30	0,6489	—0,3071	0,6561	—0,3230
40 и старше*	Как в табл. 4 для обоих полов			

* При помощи линейного преобразования логитов в возрастах 40 лет и старше можно было построить стандарты, которые достаточно хорошо аппроксимировали бы логиты чисел доживающих для обоих полов.

Для того чтобы лучше оценить повышение точности аппроксимации в результате применения специальных стандартов, усредненные ряды возрастных показателей смертности мужчин были аппроксимированы как при помощи общего стандарта, так и специального стандар-

та для мужчин. Сравнения двух вариантов аппроксимации показываются в табл. 10.

Таблица 10

ЧИСЛА ДОЖИВАЮЩИХ НА 1000 РОДИВШИХСЯ; МОДЕЛЬНЫЕ ТАБЛИЦЫ СМЕРТНОСТИ ООН ДЛЯ МУЖЧИН; НАБЛЮДАВШИЕСЯ РЯДЫ (н) И АППРОКСИМИРОВАННЫЕ ПРИ ПОМОЩИ ОБЩЕГО (a_0) И СПЕЦИАЛЬНОГО МУЖСКОГО ($a_м$) СТАНДАРТОВ

Возраст, лет	*A*			*B*			*C*			*D*		
	н	a_0	$a_м$	н	a_0	$a_м$	н	a_0	$a_м$	н	a_0	$a_м$
1	958	972	970	919	935	931	865	875	868	790	775	764
5	948	951	949	892	894	891	805	810	806	673	672	666
10	943	945	944	882	883	881	790	794	791	643	649	645
20	932	932	932	862	861	862	763	763	763	603	606	605
30	911	909	910	826	825	827	716	712	715	543	538	541
40	886	881	884	785	783	787	665	658	663	478	473	479
50	839	837	839	722	723	726	593	587	591	396	396	400
60	738	751	753	614	621	622	480	479	481	293	294	295
70	544	564	562	429	436	434	309	313	311	167	167	166
80	254	220	213	179	167	163	112	114	111	51	51	50

Как и следовало ожидать исходя из метода построения, после применения мужского стандарта (ряды $a_м$) к рядам показателей, соответствующим средним уровням смертности (*B* и *C*), соответствие между результатами наблюдений и аппроксимации заметно улучшилось. Однако вполне допустима и аппроксимация с помощью общего стандарта «a_0». Соответствие с величинами «a_0» при крайних уровнях смертности (*A* и *D*) оказывается довольно плохим, причем результаты, основанные на применении мужского стандарта «$a_м$», не многим лучше. Можно сделать вывод, что применение общего стандарта для каждого пола дает результаты, не намного худшие, чем для рядов показателей смертности для обоих полов вместе; применение специальных стандартов для каждого пола несколько повысило бы точность аппроксимации с помощью логитов для ограниченного диапазона уровней смертности, но общий выигрыш для широких описательных целей был бы небольшим.

СОПОСТАВЛЕНИЯ С МОДЕЛЬНЫМИ ТАБЛИЦАМИ СМЕРТНОСТИ КОУЛА — ДЕМЕНИ

Таблицы Коула — Демени, которые были упомянуты в статье*, дают удобные серии «усредненных» кривых смертности для подгрупп стран (в системе моделей эти группы стран называются «регионами»). Эти ряды, нельзя назвать «средними» в прямом смысле слова, но так как они рассчитываются на основе таблиц смертности для небольших групп стран с очень близкими кривыми смертности, то их можно считать пригодными для наших целей. Нужно заметить, однако, что ряды, соответствующие самым высоким и самым низким уровням смертности, в каждом из региональных семейств в той или иной мере получены с помощью экстраполяции. В частности, по всем регионам ряды показателей смертности, соответствующие наивысшим уровням смертности, выходят далеко за рамки всех когда-либо построенных на базе фактических таблиц смертности; по некоторым регионам натяжки имеются и для низких уровней смертности. В данном случае для сравнения взяты лишь ряды, не выходящие за рамки фактических таблиц. С учетом этих ограничений в каждом из четырех региональных семейств типовых таблиц смертности для каждого пола были отобраны ряды с высоким, средним и низким уровнями смертности. Таблицы смертности для лиц обоих полов вместе были получены как средневзвешенные по числу родившихся соответствующих показателей для мужчин и женщин. Разности между логитами показателей этих таблиц и общего стандарта в соответствующих возрастах приводятся в табл. 11. Нетрудно заметить, что и для логитов региональных кривых имеется та же почти линейная связь с логитами стандарта, которая была установлена для рядов показателей таблиц смертности ООН. В определенной степени различия между региональными кривыми можно выразить, хотя и неодинаково точно для разных уровней смертности, через изменение угла наклона на прямой, отражающей эту зависимость, т. е.

---

* Подробнее о моделях Коула — Демени см. в статье С. Престона «Международное сопоставление чрезмерно высокой смертности взрослых» перевод публикуется в данном сборнике, с. 94. *Прим. ред.*

та для мужчин. Сравнения двух вариантов аппрокси-
мации показываются в табл. 10.

Таблица 1

ЧИСЛА ДОЖИВАЮЩИХ НА 1000 РОДИВШИХСЯ; МОДЕЛЬНЫЕ ТАБЛИЦЫ СМЕРТНОСТИ ООН ДЛЯ МУЖЧИН; НАБЛЮДАВШИЕСЯ РЯДЫ (н) И АППРОКСИМИРОВАННЫЕ ПРИ ПОМОЩИ ОБЩЕГО (a_0) И СПЕЦИАЛЬНОГО МУЖСКОГО ($a_м$) СТАНДАРТОВ

Возраст, лет	*A*			*B*			*C*			*D*		
	н	a_0	$a_м$	н	a_0	$a_м$	н	a_0	$a_м$	н	a_0	$a_м$
1	958	972	970	919	935	931	865	875	868	790	775	76
5	948	951	949	892	894	891	805	810	806	673	672	66
10	943	945	944	882	883	881	790	794	791	643	649	64
20	932	932	932	862	861	862	763	763	763	603	606	60
30	911	909	910	826	825	827	716	712	715	543	538	54
40	886	881	884	785	783	787	665	658	663	478	473	47
50	839	837	839	722	723	726	593	587	591	396	396	40
60	738	751	753	614	621	622	480	479	481	293	294	29
70	544	564	562	429	436	434	309	313	311	167	167	16
80	254	220	213	179	167	163	112	114	111	51	51	5

Как и следовало ожидать исходя из метода постро-
ния, после применения мужского стандарта (ряды $a_м$)
к рядам показателей, соответствующим средним уров-
ням смертности (*B* и *C*), соответствие между резуль-
татами наблюдений и аппроксимации заметно улучши-
лось. Однако вполне допустима и аппроксимация с по-
мощью общего стандарта «a_0». Соответствие с величи-
нами «a_0» при крайних уровнях смертности (*A* и *D*)
оказывается довольно плохим, причем результаты, ос-
нованные на применении мужского стандарта «$a_м$», н
многим лучше. Можно сделать вывод, что применени
общего стандарта для каждого пола дает результаты
не намного худшие, чем для рядов показателей смерт-
ности для обоих полов вместе; применение специальны
стандартов для каждого пола несколько повысило б
точность аппроксимации с помощью логитов для огра-
ниченного диапазона уровней смертности, но общий вы-
игрыш для широких описательных целей был бы не
большим.

СОПОСТАВЛЕНИЯ С МОДЕЛЬНЫМИ ТАБЛИЦАМИ СМЕРТНОСТИ КОУЛА — ДЕМЕНИ

Таблицы Коула — Демени, которые были упомянуты в начале*, дают удобные серии «усредненных» кривых смертности для подгрупп стран (в системе моделей эти группы стран называются «регионами»). Эти ряды нельзя назвать «средними» в прямом смысле слова, но так как они рассчитываются на основе таблиц смертности для небольших групп стран с очень близкими кривыми смертности, то их можно считать пригодными для наших целей. Нужно заметить, однако, что ряды, соответствующие самым высоким и самым низким уровням смертности, в каждом из региональных семейств в той или иной мере получены с помощью экстраполяции. В частности, по всем регионам ряды показателей смертности, соответствующие наивысшим уровням смертности, выходят далеко за рамки всех когда-либо построенных на базе фактических таблиц смертности; по некоторым регионам натяжки имеются и для низких уровней смертности. В данном случае для сравнения взяты лишь ряды, не выходящие за рамки фактических таблиц. С учетом этих ограничений в каждом из четырех региональных семейств типовых таблиц смертности для каждого пола были отобраны ряды с высоким, средним и низким уровнями смертности. Таблицы смертности для лиц обоих полов вместе были получены как средневзвешенные по числу родившихся соответствующих показателей для мужчин и женщин. Разности между логитами показателей этих таблиц и общего стандарта в соответствующих возрастах приводятся в табл. 11. Нетрудно заметить, что и для логитов региональных кривых имеется та же почти линейная связь с логитами стандарта, которая была установлена для рядов показателей таблиц смертности ООН. В определенной степени различия между региональными кривыми можно выразить, хотя и неодинаково точно для разных уровней смертности, через изменение угла наклона на прямой, отражающей эту зависимость, т. е.

* Подробнее о моделях Коула — Демени см. в статье С. Престо на «Международное сопоставление чрезмерно высокой смертности взрослых» перевод публикуется в данном сборнике, с. 94. *Прим. ред.*

Таблица 11

ЗНАЧЕНИЯ $D(x)$ ДЛЯ РЕГИОНАЛЬНЫХ РЯДОВ ВОЗРАСТНЫХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ СМЕРТНОСТИ

Возраст, лет	Высокая смертность				Средняя смертность				Низкая смертность			
	Север	Юг	Восток	Запад	Север	Юг	Восток	Запад	Север	Юг	Восток	Запад
1	0,3558	0,2918	0,5228	0,4458	0,0175	0,0713	0,2225	0,0044	—0,9017	—0,7685	—0,7775	—0,7721
5	0,4668	0,4551	0,4973	0,4772	0,0830	0,1597	0,1690	—0,0119	—1,0310	—0,9636	—0,9716	—0,9285
20	0,5331	0,4535	0,4713	0,4889	0,1276	0,1386	0,1345	—0,0160	—1,0093	—1,0702	—1,0247	—0,9468
30	0,5192	0,4302	0,4342	0,4897	0,1046	0,1012	0,0905	—0,0320	—0,9799	—1,1648	—1,0602	—0,9550
40	0,5297	0,4115	0,4191	0,5180	0,0969	0,0693	0,0646	—0,0296	—0,9663	—1,2271	—1,0735	—0,9477
50	0,5383	0,3797	0,4011	0,5438	0,0802	0,0259	0,0356	—0,0345	—0,9517	—1,2538	—1,0431	—0,9085
60	0,5364	0,3383	0,3805	0,5673	0,0410	0,0312	—0,0019	—0,0494	—0,9319	—1,2339	—0,9603	—0,8394
65	0,5426	0,3310	0,3797	0,5896	0,0149	—0,0571	—0,0136	—0,0604	—0,9299	—1,2272	—0,9215	—0,8092
70	0,5730	0,3477	0,4041	0,6228	—0,0065	—0,0731	—0,0162	—0,0733	—0,9293	—1,2205	—0,8856	—0,7838
75	0,6428	0,3986	0,4473	0,6699	—0,0308	—0,0807	—0,0195	—0,0990	—0,9606	—1,2206	—0,8718	—0,7877
80	0,7824	0,5255	0,5460	0,7666	—0,0403	—0,0567	—0,0028	—0,1230	—1,0264	—1,2413	—0,8840	—0,8101

Таблица 12

ЧИСЛА ДОЖИВАЮЩИХ НА 1000 РОДИВШИХСЯ РЕГИОНАЛЬНЫХ ТАБЛИЦ СМЕРТНОСТИ (ОБА ПОЛА); НАБЛЮДАВШИЕСЯ (н) И АППРОКСИМИРОВАННЫЕ (а) (С—СЕВЕР, Ю—ЮГ, В—ВОСТОК, З—ЗАПАД)

		Возраст, лет										$\frac{\alpha}{\beta}$
		1	5	10	20	30	40	50	60	70	80	
Высокая смертность	С н	735	567	512	461	399	333	262	184	90	17	$\alpha=0{,}5530$
	а	684	549	521	470	396	329	257	174	86	23	$\beta=1{,}0813$
	Ю н	760	573	540	501	442	387	328	250	135	28	$\alpha=0{,}4141$
	а	686	572	548	504	439	380	313	228	129	35	$\beta=0{,}9274$
	В н	666	552	525	492	441	383	319	235	122	30	$\alpha=0{,}4405$
	а	683	565	541	496	430	369	302	218	121	37	$\beta=0{,}9492$
	З н	699	562	532	483	413	338	260	174	82	17	$\alpha=0{,}5494$
	а	707	568	539	485	406	335	259	171	81	19	$\beta=1{,}1402$
Средняя смертность	С н	845	738	699	658	604	542	471	377	240	82	$\alpha=0{,}0691$
	а	804	719	699	663	605	547	475	374	235	85	$\beta=0{,}8947$
	Ю н	831	707	683	653	605	556	498	412	266	84	$\alpha=0{,}0481$
	а	788	707	689	655	602	550	484	392	261	107	$\beta=0{,}8120$
	В н	784	704	683	655	610	558	493	396	244	76	$\alpha=0{,}0638$
	а	796	712	694	658	602	546	477	380	245	93	$\beta=0{,}8593$
	З н	849	773	754	720	667	604	528	420	266	96	$\alpha=-0{,}0422$
	а	849	772	755	720	664	606	531	422	266	93	$\beta=0{,}9468$
Низкая смертность	С н	972	963	959	949	930	909	875	809	667	390	$\alpha=-0{,}9763$
	а	978	962	958	949	932	912	881	819	673	335	$\beta=1{,}0576$
	Ю н	964	958	957	955	951	944	928	886	782	496	$\alpha=-1{,}1668$
	а	978	966	963	957	946	933	915	880	798	566	$\beta=0{,}8282$
	В н	964	959	957	951	940	925	894	818	647	325	$\alpha=-0{,}9927$
	а	980	964	960	952	936	916	884	822	671	322	$\beta=1{,}0939$
	З н	964	955	952	943	927	905	865	779	600	294	$\alpha=-0{,}8943$
	а	977	959	954	943	924	900	863	789	618	275	$\beta=1{,}1252$

величиной коэффициента «β». Так, для регионального семейства «Запад» для групп с высоким и низким уровнями смертности разности логитов положительны и с увеличением возраста их значения увеличиваются (т. е. $\beta<1{,}0$), но для группы стран со средним уровнем смертности имеет место обратная тенденция ($\beta>1{,}0$). Имеются также некоторые другие отклонения на возрастных отрезках региональных рядов. Наиболее заметны они в возрасте один год для региональных семейств «Север» и «Юг» и в последних возрастных группах для семейств «Юг» и «Восток».

Выбранные региональные модельные ряды показателей смертности были с помощью логитов аппроксимированы общим стандартом. Результаты приводятся в табл. 12. Характер аппроксимации для семейства «Запад» в целом тот же, что и для ранее рассмотренных рядов смертности ООН. В этом нет ничего удивительного, так как в число опубликованных таблиц смертности, положенных в основу построения регионального семейства «Запад», входило наибольшее число серий. Сравнение с таблицами семейства «Север» имеет весьма сходный характер, за исключением значительного расхождения в возрасте один год, а для низкого и среднего уровней смертности несколько меньших отклонений в том же направлении в возрасте пять лет. Для рядов показателей семейства таблиц «Юг» соответствие аппроксимированных и фактических показателей в возрасте один год также довольно плохое, кроме того, для этого регионального семейства заметные отклонения имеются в старших возрастах из-за чрезмерно высоких показателей смертности в возрастах старше 70 лет. Аппроксимированные показатели для семейства таблиц «Восток» слишком высоки в детских и слишком низки в средних взрослых возрастах (от 30 до 50 лет). В результате можно сделать очевидный вывод, что если применить отдельные стандарты, несколько измененные в самых младших и последних возрастных группах, то аппроксимация могла бы быть улучшена для всех региональных групп, кроме группы «Запад». Устранение из таблиц смертности эндогенной детской смертности дало бы некоторое улучшение в возрасте один год, однако и в этом случае оставались бы значительные расхождения. Легко видеть, однако, что характер кривой смертности в младших возрастах сильно варьирует даже в

странах, относящихся к одному и тому же региональному семейству таблиц смертности. Так, при фактически одинаковых значениях чисел доживающих до возраста пяти лет в таблицах смертности для мужчин (163 и 161 на 1000) в Дании в 1901—1905 гг. число умерших в возрасте до одного года равно 131 по сравнению со 111 в Англии и Уэльсе в 1916—1920 гг. Хотя во всех странах смертность в раннем детском возрасте относительно высока, а к четвертому или пятому году жизни снижается до сравнительно низкого уровня, характер этого снижения, особенно на втором году жизни, далеко не одинаков. Поэтому описание этих особенностей с помощью одних только средних без всякой дополнительной информации должно вызывать некоторые сомнения. В пожилых возрастах, как уже отмечалось, становится весьма острой проблема точности показателей смертности, полученных на основе статистики. Так как смертность в этих возрастах высока, даже при небольших ошибках регистрации искажение чисел доживающих может быть очень значительным.

Хуже всего аппроксимируются с помощью общего стандарта ряды возрастных показателей смертности семейства «Юг». Для того чтобы показать, насколько улучшится качество аппроксимации в результате применения специального стандарта, ряды возрастных показателей смертности семейства «Юг» с высоким и низким уровнями смертности были аппроксимированы с помощью линейной системы логитов с использованием

Таблица 13

ЧИСЛА ДОЖИВАЮЩИХ НА 1000 РОДИВШИХСЯ ДЛЯ РЯДОВ ПОКАЗАТЕЛЕЙ СМЕРТНОСТИ РЕГИОНАЛЬНОГО СЕМЕЙСТВА «ЮГ» (ОБА ПОЛА), НАБЛЮДАВШИЕСЯ (н) И АППРОКСИМИРОВАННЫЕ С ПОМОЩЬЮ СПЕЦИАЛЬНОГО (a_c) ОБЩЕГО (a_0) СТАНДАРТА

		Возраст, лет									
		1	5	10	20	30	40	50	60	70	80
Высокая смертность	н	760	573	540	501	442	387	328	250	135	28
	a_c	750	572	540	501	443	387	325	245	132	31
	a_0	686	572	548	504	439	380	313	228	129	35
Низкая смертность	н	964	958	957	955	951	944	928	886	782	496
	a_c	983	966	961	956	946	935	919	888	801	500
	a_0	978	966	963	957	946	933	915	880	798	566

в качестве базы выбранной ранее таблицы смертности, соответствующей среднему уровню. Результаты аппроксимации приводятся в табл. 13.

Хотя полученное соответствие лучше, чем при применении общего стандарта, этот метод не устраняет всех искажений. В частности, некоторые характерные особенности кривой, соответствующей низкому уровню смертности, и особенно заметно — пониженные показатели смертности в возрастном интервале от 5 до 40 лет не находят отражения во взятом в качестве стандарта среднем ряду возрастных показателей смертности. Таким образом, можно сделать вывод, что хотя подгруппы таблиц смертности будут лучше описываться при помощи систем логитов, основанных на соответствующих специальных стандартах, а не на общем стандарте, однако преимущества такого приема ограничены как в результате изменения формы кривых в зависимости от уровня смертности, так и тем, что не ясно, насколько специально выбранный стандарт лучше соответствует отдельным таблицам смертности.

СРАВНЕНИЯ С ПОЛУЧЕННЫМИ НА ОСНОВЕ СТАТИСТИКИ РЯДАМИ ВОЗРАСТНЫХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ СМЕРТНОСТИ ДЛЯ КОНКРЕТНЫХ НАСЕЛЕНИЙ

Предыдущий раздел был посвящен анализу соответствия системы логитов «средним» из показателей смертности по группам населений. Можно ожидать, что многие из фактических таблиц смертности дают типичные кривые, которые могут быть аппроксимированы почти с той же точностью, что и соответствующие «средние» ряды возрастных показателей смертности. Существуют, однако, отклонения от средней, и вовсе не обязательно, чтобы они также были адекватно включены в систему. Некоторые из этих отклонений — просто экстремальные значения рядов, выбранных для построения региональных модельных рядов возрастной смертности. Другие — представляют собой ряды, которые не вошли в семейства таблиц, послуживших основой для построения усредненных рядов. В основном эти последние, исключенные таблицы были построены на основе менее достоверных статистических данных. Однако было бы неразумно отбросить как неверные крайние кривые смертности, которые они представляют. По крайней мере в некоторых

случаях имеется достаточно оснований, чтобы считать реальными представленные этими таблицами общие закономерности изменения смертности с возрастом даже при наличии определенных отклонений на отдельных участках данного ряда. Поскольку страны мира с достаточно хорошей статистикой смертности обладают и другими географическими, социальными и экономическими особенностями, предположение, что кривые смертности в других странах такие же, представляется неоправданным. Система логитов с общим стандартом была применена к большому числу таблиц смертности для отдельных населений. Были отобраны две категории показателей. В табл. 14А сравниваются фактические числа доживающих и соответствующие им аппроксимированные показатели для таблиц смертности, вошедших в группы, на основе которых строились региональные ряды возрастных показателей смертности. Кроме того, приводятся числа доживающих из регионального ряда возрастных показателей смертности, наиболее близкого к фактическим данным в смысле минимума среднего абсолютного отклонения; в необходимых случаях были интерполированы региональные семейства таблиц Коула — Демени. Первые четыре примера относятся к европейским странам, каждая из которых достаточно типична для регионального семейства; последние два примера — это единственные две страны, не относящиеся к европейским и вошедшие в материалы, на основе которых Коул и Демени строили свою систему. Аналогичные сопоставления проводятся в табл. 14Б, но для некоторых таблиц смертности, не применявшихся при расчетах региональных семейств таблиц смертности, и расхождения с усредненными кривыми смертности здесь более значительны. Хотя и могут существовать некоторые сомнения в точности этих таблиц смертности, однако, несомненно, можно утверждать, что основные характеристики отклонений соответствуют действительности.

Сопоставление представленных в табл. 14А показателей подтверждает выводы, сделанные ранее в ходе применения системы логитов к таблицам смертности ООН. Вновь можно отметить, что данный метод пригоден для описания общих закономерностей изменения смертности, за исключением возраста один год и наиболее пожилых возрастов. Для двух из приведенных в табл. 14А таблиц смертности (Норвегия, Тайвань) со-

Таблица 14А

ЧИСЛА ДОЖИВАЮЩИХ НА 1000 РОДИВШИХСЯ ДЛЯ ВЫБРАННЫХ ТАБЛИЦ СМЕРТНОСТИ: НАБЛЮДАВШИЕСЯ (н), АППРОКСИМИРОВАННЫЕ (а) И ИЗ БЛИЖАЙШИХ РЕГИОНАЛЬНЫХ РЯДОВ ПОКАЗАТЕЛЕЙ СМЕРТНОСТИ (a_i) (i=С, Ю, В, З ДЛЯ СЕМЕЙСТВ «СЕВЕР», «ЮГ», «ВОСТОК», «ЗАПАД»)

Таблица смертности		Возраст, лет										$\frac{\alpha}{\beta}$
		1	5	10	20	30	40	50	60	70	80	
Швеция:	а	993	986	984	980	972	961	942	899	775	384	$\alpha = -1{,}3646$
женщины, 1959	н	987	984	982	979	974	965	943	891	757	447	$\beta = 1{,}2815$
	$a_З$	986	983	982	979	974	965	944	890	757	450	
Чехословакия:	а	982	965	961	951	932	907	867	784	588	210	$\alpha = -0{,}9091$
мужчины, 1958	н	967	961	958	950	934	915	876	769	549	251	$\beta = 1{,}2575$
	$a_В$	961	956	953	946	931	914	877	781	586	274	
Италия:	а	810	738	722	691	643	594	532	413	308	136	$\alpha = -0{,}0184$
женщины, 1901—1911	н	848	739	721	699	641	592	541	466	317	107	$\beta = 0{,}7796$
	$a_Ю$	850	738	716	687	643	597	546	469	321	113	
Норвегия:	а	975	957	952	942	924	902	868	801	648	310	$\alpha = -0{,}9181$
женщины, 1946—1950	н	966	958	953	942	924	902	865	791	639	353	$\beta = 1{,}0548$
	$a_С$	966	951	945	935	917	894	859	795	659	386	
Япония:	а	976	955	950	937	914	885	839	749	547	193	$\alpha = -0{,}8008$
мужчины, 1959	н	964	952	947	938	917	892	846	738	524	214	$\beta = 1{,}2132$
	$a_З$	959	950	945	935	917	894	849	749	551	235	
Тайвань:	а	964	935	927	910	879	842	785	680	471	157	$\alpha = -0{,}6239$
мужчины, 1959—1960	н	955	925	919	908	889	857	801	671	412	162	$\beta = 1{,}1735$
	$a_З$	937	917	910	895	869	836	780	671	474	205	

Таблица 14Б

Таблица смертности		Возраст, лет										$\frac{\alpha}{\beta}$
		1	5	10	20	30	40	50	60	70	80	
Маврикий:	а	873	742	709	641	530	421	300	167	56	7	$\alpha =$ 0,4574
мужчины, 1942—1946	н	804	716	693	644	545	434	299	159	52	8	$\beta =$ 1,6404
	$а_з$	773	671	648	609	546	472	383	274	147	40	
Гайана:	а	938	880	864	831	771	700	602	446	227	46	$\alpha =$ —0,1773
мужчины, 1945—1947	н	902	864	852	831	783	718	601	424	210	60	$\beta =$ 1,3599
	$а_з$	888	843	830	806	764	713	638	520	339	129	
Филиппины:	а	823	766	752	725	683	639	584	500	364	180	$\alpha =$ —0,1535
мужчины, 1946—1949	н	874	765	748	728	687	635	570	478	332	207	$\beta =$ 0,7290
	$а_ю$	860	780	763	741	703	660	600	502	338	121	
СССР:	а	786	723	710	684	644	604	554	481	367	196	$\alpha =$ —0,0955
женщины, 1926—1927	н	828	729	705	683	646	605	558	489	366	186	$\beta =$ 0,6406
	$а_в$	820	748	728	700	657	606	548	458	298	101	
Цейлон:	а	898	855	845	826	793	758	711	635	49[illegible]	267	$\alpha =$ —0,4350
мужчины, 1952	н	911	853	833	822	801	772	726	643	457	214	$\beta =$ 0,7530
	$а_ю$	899	856	847	833	809	777	727	631	453	195	

ответствующее региональное семейство таблиц дает худшее приближение, чем система логитов, да и для двух других (Япония и Чехословакия) картина не многим лучше. В табл. 14Б фактические ряды возрастных показателей смертности описываются при помощи системы логитов лучше, чем с помощью региональных модельных таблиц смертности, во всех случаях, кроме Цейлона. Основная причина состоит в том, что в этом случае различие между детской смертностью и смертностью во взрослых возрастах существенно больше или меньше, чем для любой из региональных модельных кривых смертности. В таблицах смертности для Маврикия и Гайаны показатели смертности взрослых по сравнению с детскими показателями очень высоки; для Филиппин, СССР и Цейлона картина обратная. Региональные модели смертности не учитывают подобных колебаний в «наклоне» кривой смертности, и поэтому показатели ближайшей выбранной таблицы смертности из системы моделей отличаются от фактических значений в крайних возрастах. Параметр «β» в системе логитов меняет наклон аппроксимирующей прямой и, как можно видеть, дает тем самым возможность выявить общие закономерности изменений смертности с возрастом даже в этих экстремальных таблицах смертности. Однако в возрасте один год расхождение существенно, при этом имеют место отклонения фактической кривой от теоретической линейной зависимости в системе логитов. В силу возможных ошибок в показателях смертности, вызванных неполнотой исходных данных, трудно установить, каковы масштабы для этих отклонений в отдельных возрастах.

Результаты, приведенные в табл. 6—14, показывают, что система логитов с общим стандартом может применяться для описания основных свойств фактических кривых смертности в большинстве возрастов. Следует отметить, что точность системы меньше для детских и пожилых возрастов. При помощи выравнивания можно было бы улучшить качество аппроксимации в этих возрастных группах, но в данном случае выравнивание не производилось. Между показателями смертности населений с почти одинаковыми общими уровнями смертности существуют значительные расхождения в показателях для самых первых лет жизни и для пожилых возрастов. Некоторые из отклонений могут быть вызваны

ошибками в первичных данных, однако следует учитывать и то, что именно в этих возрастах риск смерти наиболее велик. Исходя из этого можно предположить, что в конкретных населениях социальные факторы и факторы окружающей среды могли вызвать в этих возрастах очень большие отклонения от модели. Небольшое улучшение в среднем точности системы логитов не принесло бы большой пользы при анализе отдельных таблиц смертности и во многих случаях не оправдало бы связанного с ним добавочного усложнения. Каждая таблица смертности, рассчитанная на основе данных наблюдений, в большей или меньшей степени обладает индивидуальными особенностями. Очевидно, что не существует такой простой системы соотношений, которая позволила бы описать все эти особенности. Однако когда подобные отклонения в группах таблиц смертности имеют систематический характер, система логитов может быть улучшена путем применения в качестве базы специальных стандартов. Очевидным примером служит исследование изменений смертности в некотором населении во времени, здесь предпочтительнее брать стандарт, более тесно связанный с характеристиками смертности данного конкретного населения (см. далее). Наконец, хотя отдельные доказательства и не кажутся убедительными, проведенный анализ укрепил нашу уверенность в том, что в тропической Африке и некоторых других развивающихся странах показатели смертности в возрасте до одного года относительно мало связаны с показателями в поздних детских возрастах, особенно в интервале от одного до четырех лет. Именно поэтому была построена как база для системы логитов стандартная таблица смертности для Африки, которая нашла широкое применение в демографических исследованиях по этим странам.

ИЗМЕНЕНИЯ В КРИВЫХ СМЕРТНОСТИ В СООТВЕТСТВИИ С УРОВНЕМ СМЕРТНОСТИ

Логистическая функция преобразует дробную величину, лежащую между нулем и единицей, в переменную с областью изменения от минус бесконечности до плюс бесконечности. Полиномиальные функции, и прежде всего линейная функция, служат «естественным» способом описания связи между двумя рядами соответствующих

друг другу значений на бесконечной шкале. Быть может поэтому тот факт, что линейная функция служит неплохим средством описания взаимосвязи между логитами чисел доживающих, не вызывает удивления, хотя, по-видимому, не имеет достаточных логических оснований. В большей степени вызывает удивление тот факт, что крутизна наклона кривой смертности β во всем ряду когда-либо зарегистрированных уровней смертности колеблется вокруг некоторого центрального значения, равного единице. Это следует из анализа разностей логитов, рассчитанных для таблиц смертности ООН, которые приводятся в табл. 6, а также из графика рис. 1. Наклон рядов возрастных показателей смертности для низкого и высокого уровней смертности (A и D) различаются мало, при этом из-за того, что возможность выбора достаточно точных таблиц, соответствующих высокому уровню смертности, ограниченна, не следует придавать большого значения имеющимся небольшим расхождениям. При промежуточных уровнях смертности (B и C) наклоны разностей логитов принимают отрицательные значения, т. е. β — меньше единицы. Возможные объяснения этому приводятся далее. При каждом уровне смертности имеются такие таблицы смертности, для которых β отклоняется от центрального значения, как это показано в табл. 14, однако нет устойчивой связи этих отклонений с интенсивностью смертности.

Некоторые свойства системы логитов, включая взаимосвязь наклона кривой смертности с уровнем смертности, лучше всего видны при рассмотрении изменений показателей смертности во времени в каком-то одном населении. Для того чтобы отделить основную тенденцию изменения от случайных колебаний, необходимо располагать достоверными данными регистрации за исторически длительный период времени. С этой точки зрения к числу наиболее подходящих относятся данные по Швеции. На основе возрастных показателей смертности по десятилетиям, начиная с 1801—1810 гг., обычными методами были рассчитаны краткие таблицы смертности по Швеции, далее были получены логиты от $(1-l(x))$; при этом никакого сглаживания показателей не производилось. Величины логитов базового стандарта для отдельных возрастов были получены путем усреднения логитов чисел доживающих по всем таблицам

ЧИСЛА ДОЖИВАЮЩИХ В РАСЧЕТЕ НА 1 РОДИВШЕГОСЯ В ДЕСЯТИЛЕТИЕ, НАЧИНАЮЩЕЕСЯ В ГОД, УКАЗАННЫЙ В ТАБЛИЦЕ, И СООТВЕТСТВУЮЩИЕ ИМ РАЗНОСТИ ЛОГИТОВ; ШВЕЦИЯ, МУЖЧИНЫ

Возраст (x), лет	$l(x)$							
	1801	1821	1841	1861	1881	1901	1921	1941
	1	2	3	4	5	6	7	8
5	0,6795	0,7367	0,7570	0,7530	0,8053	0,8646	0,9133	0,9614
10	0,6378	0,7083	0,7264	0,7184	0,7744	0,8473	0,9040	0,9565
15	0,6142	0,6922	0,7102	0,7025	0,7594	0,8350	0,8961	0,9527
20	0,5910	0,6750	0,6934	0,6855	0,7425	0,8162	0,8813	0,9452
25	0,5596	0,6483	0,6693	0,6621	0,7184	0,7900	0,8608	0,9331
30	0,5288	0,6177	0,6425	0,6380	0,6945	0,7657	0,8416	0,9227
35	0,4972	0,5825	0,6115	0,6124	0,6712	0,7430	0,8229	0,9121
40	0,4632	0,5431	0,5739	0,5830	0,6458	0,7186	0,8032	0,8997
45	0,4248	0,4968	0,5306	0,5485	0,6158	0,6901	0,7802	0,8840
50	0,3810	0,4452	0,4819	0,5077	0,5810	0,6567	0,7513	0,8609
55	0,3283	0,3876	0,4249	0,4584	0,5397	0,6157	0,7143	0,8266
60	0,2712	0,3259	0,3619	0,3993	0,4886	0,5652	0,6639	0,7765
65	0,2077	0,2557	0,2924	0,3277	0,4216	0,5001	0,5945	0,7044
70	0,1453	0,1833	0,2088	0,2464	0,3448	0,4165	0,5020	0,6028
75	0,0832	0,1113	0,1293	0,1590	0,2479	0,3121	0,3830	0,4682
80	0,0364	0,0521	0,0623	0,0802	0,1441	0,1937	0,2448	0,3040

Продолжение

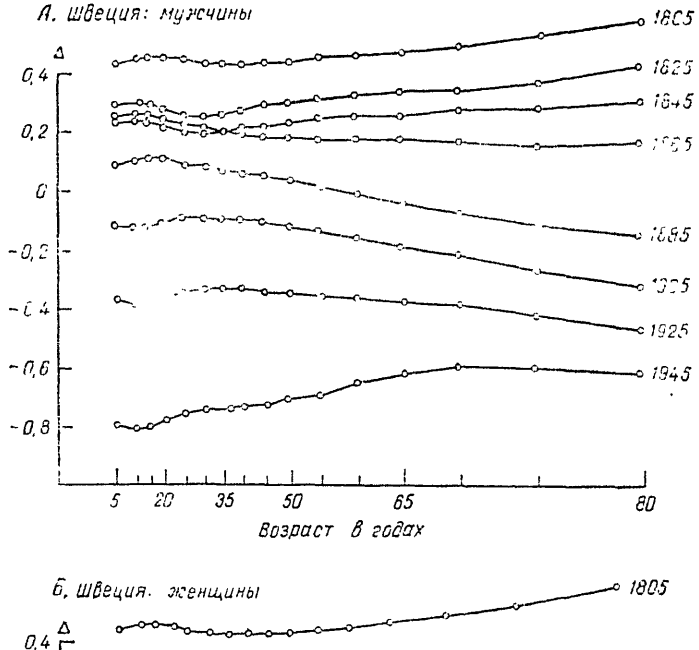
Возраст (x), лет	Средние логитов	Разности логитов $D(x)$							
		1801	1821	1841	1861	1881	1901	1921	1941
	9	10	11	12	13	14	15	16	17
5	—0,8047	0,4289	0,2903	0,2365	0,2474	0,0948	—0,1223	—0,3726	—0,8029
10	—0,7279	0,4450	0,2843	0,2397	0,2596	0,1112	—0,1289	—0,3933	—0,8174
15	—0,6850	0,4525	0,2798	0,2368	0,2554	0,1103	—0,1257	—0,3923	—0,8164
20	—0,6310	0,4469	0,2656	0,2230	0,2414	0,1015	—0,1144	—0,3714	—0,7928
25	—0,5592	0,4394	0,2534	0,2067	0,2229	0,0909	—0,1033	—0,3518	—0,7585
30	—0,4939	0,4362	0,2540	0,2008	0,2106	0,0833	—0,0982	—0,3412	—0,7452
35	—0,4302	0,4358	0,2637	0,2034	0,2015	0,0734	—0,1006	—0,3379	—0,7396
40	—0,3623	0,4360	0,2759	0,2134	0,1947	0,0619	—0,1065	—0,3409	—0,7347
45	—0,2857	0,4372	0,2921	0,2244	0,1884	0,0498	—0,1146	—0,3477	—0,7297
50	—0,1973	0,4400	0,3073	0,2335	0,1819	0,0339	—0,1270	—0,3555	—0,7141
55	—0,0916	0,4495	0,3203	0,2429	0,1750	0,0120	—0,1441	—0,3666	—0,6893
60	0,0342	0,4601	0,3292	0,2493	0,1700	—0,0114	—0,1653	—0,3746	—0,6569
65	0,1914	0,4780	0,3428	0,2504	0,1679	—0,0395	—0,1916	—0,3827	—0,6256
70	0,3919	0,4941	0,3552	0,2742	0,1670	—0,0709	—0,2233	—0,3959	—0,6005
75	0,6597	0,5401	0,3791	0,2939	0,1731	—0,1047	—0,2645	—0,4213	—0,5960
80	1,0305	0,6076	0,4201	0,3253	0,1893	—0,1409	—0,3174	—0,4673	—0,6163

ЧИСЛА ДОЖИВАЮЩИХ В РАСЧЕТЕ НА 1 РОДИВШЕГОСЯ В ДЕСЯТИЛЕТИЕ, НАЧИНАЮЩЕЕСЯ В ГОД, УКАЗАННЫЙ В ТАБЛИЦЕ, И СООТВЕТСТВУЮЩИЕ ИМ РАЗНОСТИ ЛОГИТОВ; ШВЕЦИЯ, ЖЕНЩИНЫ

Возраст (x), лет	$l(x)$							
	1801	1821	1841	1861	1881	1901	1921	1941
	1	2	3	4	5	6	7	8
5	0,7086	0,7640	0,7852	0,7768	0,8257	0,8830	0,9304	0,9699
10	0,6684	0,7365	0,7567	0,7432	0,7946	0,8651	0,9215	0,9666
15	0,6467	0,7204	0,7407	0,7276	0,7782	0,8507	0,9128	0,9630
20	0,6235	0,7028	0,7232	0,7115	0,7607	0,8307	0,8930	0,9580
25	0,5983	0,6807	0,7029	0,6925	0,7408	0,8080	0,8796	0,9500
30	0,5704	0,6555	0,6807	0,6715	0,7187	0,7841	0,8612	0,9417
35	0,5395	0,6267	0,6542	0,6479	0,6952	0,7602	0,8425	0,9326
40	0,5054	0,5935	0,6233	0,6209	0,6696	0,7351	0,8220	0,9211
45	0,4676	0,5567	0,5886	0,5905	0,6427	0,7088	0,8005	0,9079
50	0,4293	0,5182	0,5523	0,5577	0,6142	0,6801	0,7734	0,8879
55	0,3811	0,4713	0,5066	0,5178	0,5805	0,6465	0,7386	0,8591
60	0,3261	0,4159	0,4505	0,4664	0,5374	0,6049	0,6949	0,8178
65	0,2581	0,3426	0,3805	0,3989	0,4789	0,5474	0,6322	0,7559
70	0,1881	0,2594	0,2892	0,3145	0,4001	0,4676	0,5443	0,6628
75	0,1143	0,1592	0,1899	0,2178	0,3000	0,3647	0,4262	0,5265
80	0,0520	0,0866	0,0989	0,1211	0,1880	0,2375	0,2799	0,3539

Продолжение

Возраст (x), лет	Средние логитов	Разности логитов $D(r)$							
		1801	1821	1841	1861	1881	1901	1921	1941
	9	10	11	12	13	14	15	16	17
5	—0,8906	0,4463	0,3032	0,2425	0,2671	0,1128	—0,1200	—0,4058	—0,8457
10	—0,8103	0,4598	0,2964	0,2429	0,2790	0,1338	—0,1188	—0,4211	—0,8723
15	—0,7628	0,4605	0,2896	0,2380	0,2716	0,1352	—0,1072	—0,4113	—0,8767
20	—0,7048	0,4526	0,2745	0,2216	0,2535	0,1265	—0,0905	—0,3828	—0,8588
25	—0,6405	0,4413	0,2620	0,2099	0,2346	0,1154	—0,0780	—0,3538	—0,8317
30	—0,5771	0,4354	0,2555	0,1986	0,2196	0,1081	—0,0678	—0,3355	—0,8140
35	—0,5129	0,4337	0,2539	0,1942	0,2080	0,1006	—0,0640	—0,3256	—0,8008
40	—0,4456	0,4348	0,2564	0,1938	0,1989	0,0924	—0,0648	—0,3225	—0,7896
45	—0,3735	0,4384	0,2596	0,1944	0,1905	0,0800	—0,0713	—0,3212	—0,7706
50	—0,2966	0,4390	0,2602	0,1916	0,1807	0,0641	—0,0805	—0,3172	—0,7381
55	—0,2045	0,4470	0,2620	0,1913	0,1689	0,0421	—0,0973	—0,3149	—0,6994
60	—0,0933	0,4563	0,2631	0,1926	0,1606	0,0184	—0,1178	—0,3161	—0,6575
65	0,0517	0,4762	0,2742	0,1920	0,1533	—0,0095	—0,1468	—0,3225	—0,6168
70	0,2414	0,4898	0,2832	0,2082	0,1481	—0,0839	—0,1805	—0,3302	—0,5793
75	0,4976	0,5262	0,2981	0,2277	0,1417	—0,0740	—0,2201	—0,3489	—0,5506
80	0,8517	0,5999	0,3262	0,2531	0,1393	—0,1202	—0,2685	—0,3793	—0,5507



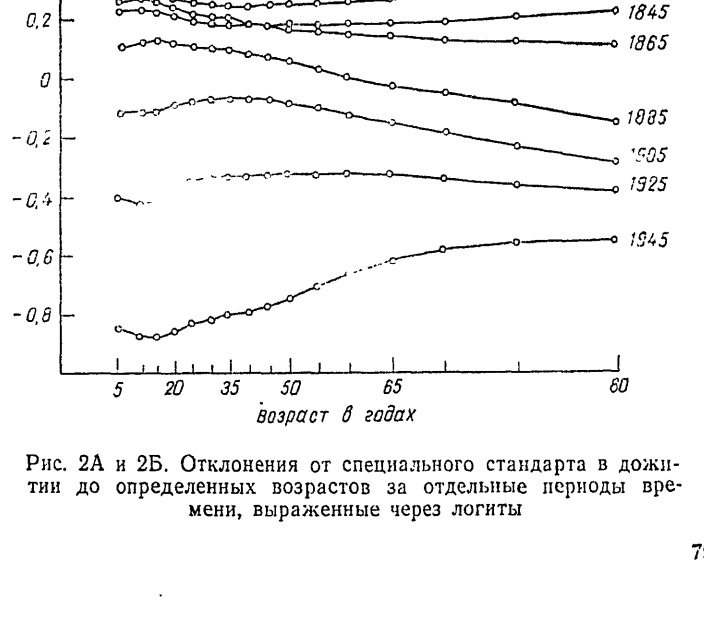


Рис. 2А и 2Б. Отклонения от специального стандарта в дожитии до определенных возрастов за отдельные периоды времени, выраженные через логиты

смертности (отдельно для мужчин и женщин), затем были рассчитаны разности логитов $D(x)$ между этими таблицами смертности и соответствующим стандартом. Результаты расчета выборочно, для отдельных десятилетий, приведены в табл. 15 и 16; в данном случае нужно было показать структурные особенности, не приводя чрезмерное число показателей. Графики разностей логитов $D(x)$ приведены на рис. 2А и 2Б, где линии обозначены датами, приходящимися на середину соответствующих десятилетних интервалов.

Несмотря на отклонения, наблюдавшиеся в отдельных десятилетиях, можно сделать вывод, что предложенный метод описания таблиц смертности, при котором логиты чисел доживающих аппроксимируются линейной функцией, дает удовлетворительные результаты. Во всех возрастах, кроме самых младших, отклонения от линейности почти не имеют систематического характера, а это позволяет предположить, что не сложно построить более удачную модель. Присоединение добавочных параметров (т. е. применение полиномов более высоких порядков) дало бы более точную аппроксимацию. Ясно, однако, что улучшение, достигаемое при помощи каждого добавочного параметра, было бы очень небольшим, а значит, никакого прогресса в понимании природы взаимосвязи это не принесло бы. Систематические отклонения в младших возрастах могут быть уменьшены, как уже говорилось ранее, если сделать поправку на эндогенную смертность на первых неделях жизни. Поразительная особенность графиков состоит в близости величины наклона в самых первых и самых последних десятилетиях, хотя тенденции изменения смертности в некоторые промежуточные периоды были совершенно различными. Так, величины β в выражениях для логитов (с использованием специального для Швеции стандарта) больше единицы при высоком и низком уровнях смертности, но существенно меньше единицы в некоторых промежуточных десятилетиях. Можно заметить, что применение общего стандарта $Y_s(x)$ не изменило бы характер этих заключений, но полученные в результате величины β были бы значительно ниже, особенно для женщин. Общие изменения кривой смертности с изменением уровня смертности для населения Швеции, таким образом, соответствуют картине, полученной на основании структуры усредненных возра-

Таблица 17

ЧИСЛА ДОЖИВАЮЩИХ В РАСЧЕТЕ НА 1 РОДИВШЕГОСЯ В ДЕСЯТИЛЕТИЕ, НАЧИНАЮЩЕЕСЯ В ГОД, УКАЗАННЫЙ В ТАБЛИЦЕ, И СООТВЕТСТВУЮЩИЕ ИМ РАЗНОСТИ ЛОГИТОВ; АНГЛИЯ И УЭЛЬС, МУЖЧИНЫ

Возраст (x), лет	$l(x)$									
	1866	1876	1886	1896	1906	1916	1926	1936	1946	1956
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
5	0,7194	0,7376	0,7557	0,7560	0,8042	0,8357	0,8866	0,9176	0,9449	0,9693
10	0,6916	0,7146	0,7376	0,7407	0,7909	0,8200	0,8757	0,9089	0,9407	0,9669
15	0,6769	0,7024	0,7274	0,7321	0,7831	0,8101	0,8687	0,9034	0,9375	0,9650
20	0,6569	0,6856	0,7126	0,7191	0,7716	0,7931	0,8575	0,8943	0,9319	0,9608
25	0,6301	0,6630	0,6933	0,7017	0,7564	0,7714	0,8435	0,8820	0,9245	0,9554
30	0,6036	0,6360	0,6702	0,6815	0,7381	0,7464	0,8287	0,8698	0,9162	0,9504
35	0,5690	0,6048	0,6420	0,6571	0,7160	0,7204	0,8120	0,8567	0,9069	0,9444
40	0,5339	0,5689	0,6077	0,6268	0,6887	0,6928	0,7919	0,8356	0,8953	0,9355
45	0,4955	0,5276	0,5671	0,5885	0,6544	0,6619	0,7641	0,8162	0,8780	8,9213
50	0,4531	0,4820	0,5191	0,5431	0,6107	0,6236	0,7273	0,7824	0,8491	0,8974
55	0,4050	0,4244	0,4638	0,4874	0,5558	0,5742	0,6796	0,7318	0,8047	0,8574
60	0,3497	0,3691	0,3976	0,4211	0,4859	0,5115	0,6157	0,6622	0,7373	0,7845
65	0,2869	0,2993	0,3227	0,3429	0,4024	0,4299	0,5283	0,5679	0,6405	0,6819
70	0,2147	0,2233	0,2384	0,2572	0,3056	0,3308	0,4156	0,4511	0,5189	0,5476
75	0,1414	0,1458	0,1550	0,1685	0,2036	0,2193	0,2746	0,3111	0,3742	0,3892
80	0,0760	0,0777	0,0827	0,0917	0,1128	0,1154	0,1534	0,1677	8,2228	0,2299

Продолжение

Возраст (x), лет	Средние логитов	Разности логитов $D(x)$									
		1866	1876	1886	1896	1906	1916	1926	1936	1946	1956
	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21
5	—0,9018	0,4310	0,3849	0,3372	0,3264	0,1956	0,0884	—0,1266	—0,3035	—0,5191	—0,8244
10	—0,8524	0,4486	0,3935	0,3357	0,3276	0,1872	0,0944	—0,1237	—0,2978	—0,5299	—0,8356
15	—0,8235	0,4537	0,3941	0,3327	0,3207	0,1815	0,0980	—0,1211	—0,2944	—0,5304	—0,8350
20	—0,7792	0,4541	0,3894	0,3251	0,3091	0,1706	0,1073	—0,1182	—0,2884	—0,5238	—0,8201
25	—0,7248	0,4584	0,3865	0,3169	0,2971	0,1583	0,1166	—0,1174	—0,2811	—0,5276	—0,8076
30	—0,6685	0,4645	0,3895	0,3141	0,2881	0,1504	0,1288	—0,1198	—0,2811	—0,5272	—0,8074
35	—0,6087	0,4698	0,3959	0,3167	0,2835	0,1463	0,1356	—0,1259	—0,2855	—0,5297	—0,8071
40	—0,5393	0,4714	0,4007	0,3205	0,2805	0,1422	0,1328	—0,1289	—0,2881	—0,5335	—0,7975
45	—0,4565	0,4655	0,4012	0,3215	0,2776	0,1374	0,1206	—0,1311	—0,2939	—0,5305	—0,7735
50	—0,3550	0,4491	0,3909	0,3168	0,2687	0,1302	0,1026	—0,1356	—0,2819	—0,5086	—0,7291
55	—0,2304	0,4226	0,3725	0,3029	0,2557	0,1183	0,0809	—0,1455	—0,2715	—0,4774	—0,6586
60	—0,0784	0,3885	0,3465	0,2862	0,2375	0,1065	0,0554	—0,1572	—0,2781	—0,4377	—0,5675
65	0,1054	0,3520	0,3198	0,2653	0,2198	0,0923	0,0357	—0,1621	—0,2421	—0,3941	—0,4866
70	0,3281	0,3204	0,2950	0,2533	0,2026	0,0823	0,0241	—0,1576	—0,2301	—0,3659	—0,4237
75	0,6090	0,2929	0,2751	0,2391	0,1893	0,0730	0,0258	—0,1481	—0,2116	—0,3520	—0,3837
80	0,9769	0,2723	0,2598	0,2262	0,1695	0,0541	0,0414	—0,1227	—0,1759	—0,3521	—0,3723

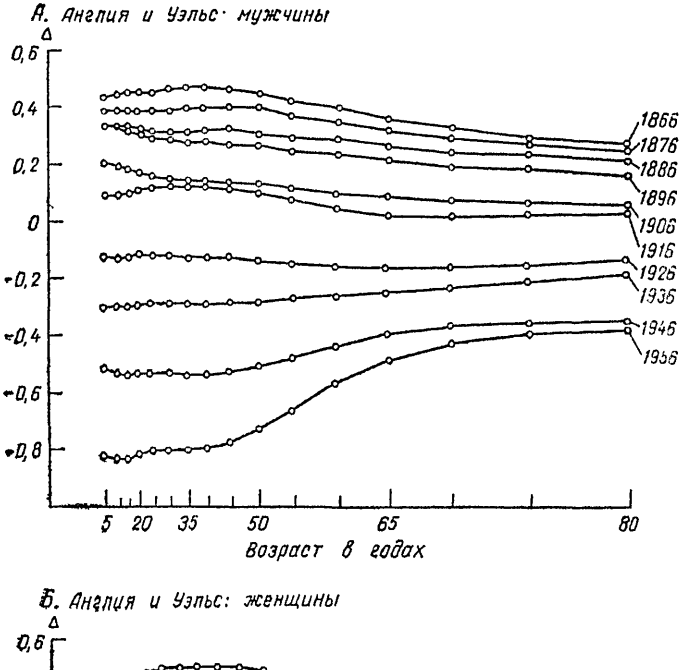
Таблица 18

ЧИСЛА ДОЖИВАЮЩИХ В РАСЧЕТЕ НА 1 РОДИВШЕГОСЯ В ДЕСЯТИЛЕТИЕ, НАЧИНАЮЩЕЕСЯ В ГОД, УКАЗАННЫЙ В ТАБЛИЦЕ, И СООТВЕТСТВУЮЩИЕ ИМ РАЗНОСТИ ЛОГИТОВ, АНГЛИЯ И УЭЛЬС, ЖЕНЩИНЫ

Возраст (x), лет	$l(x)$									
	1866	1876	1886	1896	1906	1916	1926	1936	1946	1956
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
5	0,7480	0,7685	0,7855	0,7869	0,8312	0,8603	0,9074	0,9[illegible]	0,9766	0,9761
10	0,7209	0,7463	0,7667	0,7707	0,8171	0,8441	0,8972	0,9[illegible]	0,9535	0,9745
15	0,7056	0,7333	0,7555	0,7615	0,8086	0,8333	0,8901	0,9[illegible]	0,9369	0,9732
20	0,6833	0,7151	0,7400	0,7488	0,7975	0,8182	0,8797	0,[illegible]	0,9[illegible]	0,9714
25	0,6572	0,6931	0,7211	0,7334	0,7842	0,8001	0,8[illegible]	0,[illegible]	0,9[illegible]	0,9688
30	0,6283	0,6667	0,6981	0,7148	0,7685	0,7787	0,8[illegible]	0,[illegible]	0,9[illegible]	0,9656
35	0,5971	0,6371	0,6711	0,6922	0,7492	0,7574	0,8[illegible]	0,[illegible]	0,9224	0,9610
40	0,5639	0,6040	0,6397	0,6648	0,7258	0,7352	0,[illegible]	0,[illegible]	0,9123	0,9542
45	0,5287	0,5676	0,6039	0,6316	0,6965	0,7103	0,7[illegible]	0,[illegible]	0,8[illegible]	0,9455
50	0,4910	0,5280	0,5630	0,5927	0,6597	0,6795	0,7[illegible]	0,[illegible]	0,8791	0,9270
55	0,4481	0,4821	0,5152	0,5448	0,6141	0,6389	0,7[illegible]	0,[illegible]	0,8[illegible]	0,[illegible]
60	0,3968	0,4262	0,4[illegible]	0,4855	0,[illegible]	0,5872	0,6[illegible]	0,7[illegible]	0,8[illegible]	0,[illegible]
65	0,3345	0,3582	0,3825	0,4165	0,4[illegible]	0,5180	0,6[illegible]	0,[illegible]	0,7[illegible]	0,[illegible]
70	0,2607	0,2788	0,2954	0,3223	0,3[illegible]	0,4272	0,5[illegible]	0,[illegible]	0,6[illegible]	0,[illegible]
75	0,1803	0,1917	0,2037	0,2239	0,2736	0,3135	0,3[illegible]	0,[illegible]	0,[illegible]	0,[illegible]
80	0,1028	0,1101	0,1167	0,1317	0,1657	0,1880	0,2[illegible]	0,[illegible]	0,[illegible]	0,[illegible]

Продолжение

Возраст (x), лет	Средние логитов	Разности логитов $D(x)$									
		1866	1876	1886	1896	1906	1916	1926	1936	1946	1956
	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21
5	—1,0024	0,4585	0,4023	0,3534	0,3492	0,2051	0,0935	—0,1388	—0,3258	—0,5437	—0,8533
10	—0,9492	0,4748	0,4098	0,3544	0,3430	0,2009	0,1049	—0,1343	—0,3193	—0,5612	—0,8731
15	—0,9171	0,4800	0,4114	0,3530	0,3366	0,1968	0,1124	—0,1303	—0,3161	—0,5648	—0,8787
20	—0,8718	0,4872	0,4117	0,3489	0,3257	0,1866	0,1197	—0,1231	—0,3075	—0,5594	—0,8901
25	—0,8187	0,4933	0,4113	0,3438	0,3127	0,1734	0,1253	—0,1181	—0,2953	—0,5463	—0,9001
30	—0,7617	0,4993	0,4151	0,3425	0,3024	0,1618	0,1327	—0,1178	—0,2914	—0,5383	—0,9061
35	—0,7014	0,5047	0,4200	0,3447	0,2962	0,1542	0,1321	—0,1218	—0,2930	—0,5360	—0,9014
40	—0,6348	0,5062	0,4237	0,3477	0,2924	0,1481	0,1242	—0,1271	—0,2954	—0,5363	—0,8835
45	—0,5588	0,5013	0,4229	0,3479	0,2893	0,1435	0,1103	—0,1340	—0,2978	—0,5345	—0,8490
50	—0,4696	0,4877	0,4134	0,3429	0,2821	0,1386	0,0940	—0,1411	—0,2958	—0,5225	—0,7989
55	—0,3639	0,4681	0,3998	0,3335	0,2741	0,1315	0,0786	—0,1447	—0,2886	—0,5048	—0,7473
60	—0,2361	0,4456	0,3848	0,3267	0,2651	0,1275	0,0598	—0,1489	—0,2817	—0,4856	—0,6930
65	—0,0762	0,4203	0,3678	0,3156	0,2572	0,1189	0,0401	—0,1478	—0,2681	—0,4644	—0,6397
70	0,1244	0,3969	0,3509	0,3104	0,2471	0,1137	0,0223	—0,1475	—0,2546	—0,4456	—0,5938
75	0,3821	0,3751	0,3373	0,2994	0,2396	0,1061	0,0097	—0,1426	—0,2407	—0,4250	—0,5587
80	0,7179	0,3654	0,3268	0,2943	0,2251	0,0904	0,0135	—0,1327	—0,2241	—0,4149	—0,5434



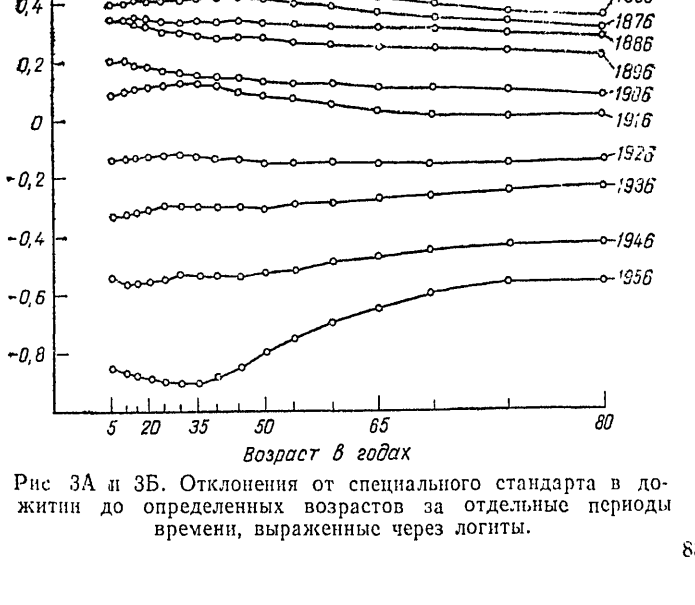


Рис 3А и 3Б. Отклонения от специального стандарта в дожитии до определенных возрастов за отдельные периоды времени, выраженные через логиты.

стных рядов показателей таблиц смертности ООН для различных уровней смертности.

Аналогичные показатели для Англии и Уэльса даются в табл. 17 и 18 и иллюстрируются на рис. 3А и 3Б. В данном случае в основу были положены таблицы смертности, рассчитанные Кэйсом и др. [4]; они относятся к пятилетним периодам. На основании этих показателей можно сделать выводы, в основном аналогичные тем, которые были сделаны на основании показателей смертности по Швеции, однако высоких значений величин β для самых ранних таблиц смертности, сравнимых с наклоном кривых в последние годы, здесь получено не было. Правда, следует обратить внимание на то, что таблицы смертности для Англии и Уэльса рассчитаны лишь с 1856—1860 гг., т. е., начиная с более низкого уровня смертности, в то время как расчеты по Швеции проведены, начиная с 1801—1810 гг. В последний период времени кривые смертности мужчин в Англии и Уэльсе характеризуются крутым наклоном, что отражает относительно высокие показатели смертности в старших возрастах по сравнению с детскими.

ИНТЕРПРЕТАЦИЯ СООТНОШЕНИЙ ЛОГИТОВ

Нашей целью было показать, что соотношение между кривыми смертности различных населений может быть в общих чертах описано при помощи двухпараметрического линейного уравнения, связывающего логиты чисел доживающих. Простота полученного результата стимулирует дальнейшую работу в том же направлении, в частности попытку интерпретации параметров α и β. Ранее упоминалось, что логит-функция применялась в стандартных методах биологических проб. Полезно сравнить эти применения с представленной здесь системой. Методы биопроб [6] применяются для измерения силы действия лекарств путем лечения экспериментальных животных. Реакция животного на достаточно большую дозу лекарства — это смерть или какой-либо другой качественно определенный результат. Распределение вероятностей того, что животное умрет при дозе лекарства, равной z (обычно измеряемой как логарифм массы препарата), рассматривается как симметрическое одновершинное распределение. Для различных лекарственных препаратов или для разных групп животных

значения средней размаха вариации этого распределения принимаются в качестве переменных, однако форма распределения остается одной и той же. Применялись различные типы распределений, но наиболее широко употребление нашли два из них. В одном из них распределение вероятностей смерти при дозе z описывается с помощью функции $\frac{1}{2}\operatorname{sech}^2(\alpha+\beta z)$. Здесь среднее значение смертельной дозы препарата $-\alpha/\beta$ и среднее квадратичное отклонение (мера рассеяния) равняется $1/\beta$. Если теперь мы рассмотрим долю животных, для которых смертельная доза превышает z, и обозначим ее через $l(z)$, тогда на основе этого распределения имеем

$$\frac{1}{2}\log_e\frac{1-l(z)}{l(z)}=\alpha+\beta z.$$

Очевидна аналогия с системой логитов для таблиц смертности. Если рассматривать

$$Y_s(x)=\frac{1}{2}\log_e\frac{1-l_s(x)}{l_s(x)}$$

как преобразование возрастной шкалы x (так же, как при биологических пробах, где величина дозы обычно выражается при помощи логарифма массы препарата), то уравнение $Y(x)=\alpha+\beta Y_s(x)$ формально будет тем же самым, что и в методе биопроб.

Итак, логит-систему можно понимать следующим образом. На соответствующей шкале распределение вероятностей смерти в некотором возрасте (или как бы «доз жизни») представляет собой симметрическое одновершинное распределение. Для разных населений форма этого распределения одна и та же, а положение, вершины и размах различны. Значение $-\alpha/\beta$ может при этом рассматриваться как удобный измеритель уровня смертности. Заметим, что при обратном преобразовании к обычному виду этот показатель точно указывает возраст, до которого доживает половина родившихся. Система строилась таким образом, что средняя величина стандартного отклонения $1/\beta$, близка к единице. Большие значения β указывают на относительно малый размах значений возраста смерти и наоборот. При этом не прослеживается сколько-нибудь последовательный характер связи положения вершины распределения и его размаха.

стных рядов показателей таблиц смертности ООН для различных уровней смертности.

Аналогичные показатели для Англии и Уэльса даются в табл. 17 и 18 и иллюстрируются на рис. 3А и 3Б. В данном случае в основу были положены таблицы смертности, рассчитанные Кэйсом и др. [4]; они относятся к пятилетним периодам. На основании этих показателей можно сделать выводы, в основном аналогичные тем, которые были сделаны на основании показателей смертности по Швеции, однако высоких значений величин β для самых ранних таблиц смертности, сравнимых с наклоном кривых в последние годы, здесь получено не было. Правда, следует обратить внимание на то, что таблицы смертности для Англии и Уэльса рассчитаны лишь с 1856—1860 гг., т. е., начиная с более низкого уровня смертности, в то время как расчеты по Швеции проведены, начиная с 1801—1810 гг. В последний период времени кривые смертности мужчин в Англии и Уэльсе характеризуются крутым наклоном, что отражает относительно высокие показатели смертности в старших возрастах по сравнению с детскими.

ИНТЕРПРЕТАЦИЯ СООТНОШЕНИЙ ЛОГИТОВ

Нашей целью было показать, что соотношение между кривыми смертности различных населений может быть в общих чертах описано при помощи двухпараметрического линейного уравнения, связывающего логиты чисел доживающих. Простота полученного результата стимулирует дальнейшую работу в том же направлении, в частности попытку интерпретации параметров α и β. Ранее упоминалось, что логит-функция применялась в стандартных методах биологических проб. Полезно сравнить эти применения с представленной здесь системой. Методы биопроб [6] применяются для измерения силы действия лекарств путем лечения экспериментальных животных. Реакция животного на достаточно большую дозу лекарства — это смерть или какой-либо другой качественно определенный результат. Распределение вероятностей того, что животное умрет при дозе лекарства, равной z (обычно измеряемой как логарифм массы препарата), рассматривается как симметрическое одновершинное распределение. Для различных лекарственных препаратов или для разных групп животных значения средней размаха вариации этого распределения принимаются в качестве переменных, однако форма распределения остается одной и той же. Применялись различные типы распределений, но наиболее широкое употребление нашли два из них. В одном из них распределение вероятностей смерти при дозе z описывается с помощью функции $\frac{1}{2}\operatorname{sech}^2(\alpha+\beta z)$. Здесь среднее значение смертельной дозы препарата — α/β и среднее квадратичное отклонение (мера рассеяния) равняется $1/\beta$. Если теперь мы рассмотрим долю животных, для которых смертельная доза превышает z, и обозначим ее через $l(z)$, тогда на основе этого распределения имеем

$$\frac{1}{2}\log_e\frac{1-l(z)}{l(z)}=\alpha+\beta z.$$

Очевидна аналогия с системой логитов для таблиц смертности. Если рассматривать

$$Y_s(x)=\frac{1}{2}\log_e\frac{1-l_s(x)}{l_s(x)}$$

как преобразование возрастной шкалы x (так же, как при биологических пробах, где величина дозы обычно выражается при помощи логарифма массы препарата), то уравнение $Y(x)=\alpha+\beta Y_s(x)$ формально будет тем же самым, что и в методе биопроб.

Итак, логит-систему можно понимать следующим образом. На соответствующей шкале распределение вероятностей смерти в некотором возрасте (или как бы «доз жизни») представляет собой симметрическое одновершинное распределение. Для разных населений форма этого распределения одна и та же, а положение, вершины и размах различны. Значение $-\alpha/\beta$ может при этом рассматриваться как удобный измеритель уровня смертности. Заметим, что при обратном преобразовании к обычному виду этот показатель точно указывает возраст, до которого доживает половина родившихся. Система строилась таким образом, что средняя величина стандартного отклонения $1/\beta$, близка к единице. Большие значения β указывают на относительно малый размах значений возраста смерти и наоборот. При этом не прослеживается сколько-нибудь последовательный характер связи положения вершины распределения и его размаха.

Другие широко применяемые в биологических пробах вероятностные функции — это вездесущее нормальное или гауссово распределение. В таком случае логиту в записи доли животных, для которых смертельная доза препарата больше z, соответствует «пробит». Пробиты не могут быть вычислены так же легко, как логиты, хотя их применение не обязательно связано с бо́льшими трудностями, чем использование логитов, так как для расчета пробитов существуют специальные таблицы. Для большинства практических целей результаты, получаемые в биологических исследованиях с помощью логитов и пробитов, совершенно идентичны. Различия имеются лишь по краям распределений. Возникает естественный вопрос, будет ли кривая смертности человеческой популяции описываться при помощи пробитов лучше, чем при помощи логитов? Существуют определенные указания на справедливость этого предположения при условии, что внесена поправка на эндогенную смертность на первых неделях жизни; но такое улучшение вряд ли было бы сколько-нибудь значительно, а значит, не имело бы существенного практического значения. Так как логит-функция известна демографам и уже применялась при изучении населения, то, как нам кажется, нет достаточных оснований для того, чтобы переходить к системе пробитов.

Однако с целью удобства описания в следующем параграфе можно предположить, что положенное в основу модели распределение — нормально, так как свойства данной функции хорошо известны биологам. Тогда в трансформированной системе показатель длительности жизни индивида z в некотором населении принимает вид нормально распределенной случайной переменной. Теперь z может быть условно представлен в виде суммы нормально распределенных случайных переменных, где каждый из компонентов вносит свою долю в распределение смертей по возрастам. Например, мы можем представить возраст смерти как

$$z = u + v + w,$$

где u — генетический компонент; v — эффект воздействия окружающей среды в самом широком смысле слова, включая социально-экономические факторы и здравоохранение; w — измеритель индивидуально случайной компоненты, или «ошибка». Легко себе представить,

что этот перечень в дальнейшем может быть развернут. Генетический компонент u будет относительно стабилен во времени в каждом данном населении как в среднем, так и по величине стандартного отклонения, но может быть различным для разных населений. Можно предположить, что основные изменения во времени, как и различия между странами, приходились бы на долю v; для w среднее значение будет равно нулю, но его стандартное отклонение может значительно различаться для разных населений. Наконец, можно также включить в рассмотрение взаимодействие параметров u и v. Более низкие значения β, наблюдавшиеся при промежуточных уровнях смертности и означающие больший размах z, могут быть правдоподобно объяснены изменениями компонента v.

Умозрительно это можно объяснить тем, что не все группы населения одновременно ощущают эффект улучшения «окружающей среды», что приводит к большей разнородности и выражается в более низких значениях β. На более поздней стадии, когда преимущества от улучшения окружающей среды распределяются более равномерно, величина β может начать расти. Существует, конечно, множество прямых указаний на дифференциацию смертности между отдельными подгруппами населения, различающимися своими социальными и экономическими характеристиками. Кажется заманчивым объяснить экстремальные значения β для некоторых таблиц смертности исходя из степени однородности (географической, экономической и социальной) населений этих стран. По-видимому, если и существуют для этого некоторые основания, то главным образом воображаемые. Можно допустить, что распределение вероятностей v также сильно меняется с изменениями факторов окружающей среды, которые играют неодинаковую роль на различных стадиях жизни, например заболеваемость малярией или загрязнение атмосферы дымом.

ПРОСТРАНСТВО ИЗМЕНЕНИЯ СМЕРТНОСТИ

Ранее было показано, что «обычное» изменение кривых смертности в результате соответствующего изменения для отдельных возрастов сводится к простому сдвигу координаты средней распределения. При определен-

ных условиях может происходить и систематическое изменение во времени размаха распределения. Другие же отклонения имеют локальный и неустойчивый характер. Таким образом, логит-система дает значимую шкалу для оценки изменений смертности с возрастом, например, для того, чтобы определить значение 80%-ного уменьшения показателей смертности в возрасте 15—19 лет по сравнению с 10%-ным сокращением в возрасте 75—79 лет. Некоторые аналитические возможности, которые она дает, могут быть проиллюстрированы на примере кривых разностей логитов для Швеции (см. рис. 2А и 2Б). Расстояние по вертикали в некотором возрасте между следующими друг за другом кривыми может служить в нашей системе измерителем суммарной разности в смертности вплоть до данного возраста. Параллельность кривых означает, что изменения показателей смертности со временем одинаковые для всех возрастных групп. Расширение пространства между кривыми можно рассматривать как свидетельство того, что на участке возрастов изменения смертности сильнее, чем в среднем для более молодых возрастов. Так, для Швеции между 1805 и 1945 гг. сокращение смертности по данной шкале было почти одинаково для всех возрастных групп как для мужчин, так и для женщин, хотя снижение показателей смертности молодых женщин (в возрастах до 20 лет) было чуть больше, чем в других возрастно-половых группах. Однако характер изменений смертности по возрастным группам за сто пятьдесят лет сильно менялся. Так, между 1825 и 1865 гг. снижение показателей смертности было умеренным во всех возрастах, причем особенно скромным — в молодых возрастах. Значительное улучшение ситуации в более старших возрастах произошло в период с 1865 до 1885 г., а в 1905—1945 гг. снижение показателей смертности в более молодых возрастах было гораздо значительнее, чем в целом за все предыдущее столетие. Изменение кривизны линии позволяет заметить и менее значительные особенности. Например, изменение формы линий в юношеских и в младших взрослых возрастах свидетельствует об относительном снижении смертности от туберкулеза, но в то же время смертность от такой причины, как несчастные случаи, растет. Резкое сужение интервала между кривыми в возрастах 50—70 лет, несомненно, свидетельствует о

том, что в последний период благоприятные изменения в смертности отстают от снижения смертности в других возрастах.

ПРОГНОЗ СМЕРТНОСТИ

Система логитов дает действенный инструмент для прогнозирования смертности на основе прошлых тенденций, хотя двух ее параметров недостаточно для расчетов на основе результатов наблюдений, но вполне достаточно, чтобы дать реалистическую оценку возможных пределов ее изменения [3, с. 75–91]. Такое применение системы логитов не связано с интерпретацией параметров. Если, однако, мы готовы признать в общем обоснованным предложенное толкование, то из него следует, что на протяжении достаточно длительных периодов времени изменения смертности будут главным образом выражаться в сдвиге местоположения «кривой смертности» на трансформированной шкале возрастов, т. е. в изменении величины коэффициента α, в то время как тенденция изменения коэффициента β возвратит его к средним значениям. На основе этой гипотезы мы можем вообразить себе будущие кривые смертности при условии, что показатели смертности будут продолжать падать ниже самых низких, достигнутых к настоящему моменту уровней. В большинстве, если не во всех развитых странах в последнее время существует тенденция к увеличению β, в частности для мужчин, из-за относительно небольшого снижения смертности в последних возрастных группах средних возрастов. Тот вывод, что основные изменения на протяжении длительного периода времени будут касаться параметра α, означает, что препятствия к снижению смертности в этих возрастах — временное явление. В табл. 19 приводятся отдельные показатели таблиц смертности, полученные на основе логит-системы при $\beta=1$ и α, выходящим за пределы, отмечавшиеся для какого-либо населения. Так, $\alpha=-1{,}0$ дает общее представление об уровне смертности в настоящее время в высокоразвитых странах. По мере роста длительности жизни увеличение ожидаемой продолжительности жизни при рождении e_0 (это обычный измеритель общей смертности) при одном и том же уменьшении коэффициента α будет сокращаться как абсолютно, так и относительно. Так, изменение α от

ных условиях может происходить и систематическое изменение во времени размаха распределения. Другие же отклонения имеют локальный и неустойчивый характер. Таким образом, логит-система дает значимую шкалу для оценки изменений смертности с возрастом, например, для того, чтобы определить значение 80%-ного уменьшения показателей смертности в возрасте 15—19 лет по сравнению с 10%-ным сокращением в возрасте 75—79 лет. Некоторые аналитические возможности, которые она дает, могут быть проиллюстрированы на примере кривых разностей логитов для Швеции (см. рис. 2А и 2Б). Расстояние по вертикали в некотором возрасте между следующими друг за другом кривыми может служить в нашей системе измерителем суммарной разности в смертности вплоть до данного возраста. Параллельность кривых означает, что изменения показателей смертности со временем одинаковые для всех возрастных групп. Расширение пространства между кривыми можно рассматривать как свидетельство того, что на участке возрастов изменения смертности сильнее, чем в среднем для более молодых возрастов. Так, для Швеции между 1805 и 1945 гг. сокращение смертности по данной шкале было почти одинаково для всех возрастных групп как для мужчин, так и для женщин, хотя снижение показателей смертности молодых женщин (в возрастах до 20 лет) было чуть больше, чем в других возрастно-половых группах. Однако характер изменений смертности по возрастным группам за сто пятьдесят лет сильно менялся. Так, между 1825 и 1865 гг. снижение показателей смертности было умеренным во всех возрастах, причем особенно скромным — в молодых возрастах. Значительное улучшение ситуации в более старших возрастах произошло в период с 1865 до 1885 г., а в 1905—1945 гг. снижение показателей смертности в более молодых возрастах было гораздо значительнее, чем в целом за все предыдущее столетие. Изменение кривизны линии позволяет заметить и менее значительные особенности. Например, изменение формы линий в юношеских и в младших взрослых возрастах свидетельствует об относительном снижении смертности от туберкулеза, но в то же время смертность от такой причины, как несчастные случаи, растет. Резкое сужение интервала между кривыми в возрастах 50—70 лет, несомненно, свидетельствует о

том, что в последний период благоприятные изменения в смертности отстают от снижения смертности в других возрастах.

ПРОГНОЗ СМЕРТНОСТИ

Система логитов дает действенный инструмент для прогнозирования смертности на основе прошлых тенденций, хотя двух ее параметров недостаточно для расчетов на основе результатов наблюдений, но вполне достаточно, чтобы дать реалистическую оценку возможных пределов ее изменения [3, с. 75—91]. Такое применение системы логитов не связано с интерпретацией параметров. Если, однако, мы готовы признать в общем обоснованным предложенное толкование, то из него следует, что на протяжении достаточно длительных периодов времени изменения смертности будут главным образом выражаться в сдвиге местоположения «кривой смертности» на трансформированной шкале возрастов, т. е. в изменении величины коэффициента α, в то время как тенденция изменения коэффициента β возвратит его к средним значениям. На основе этой гипотезы мы можем вообразить себе будущие кривые смертности при условии, что показатели смертности будут продолжать падать ниже самых низких, достигнутых к настоящему моменту уровней. В большинстве, если не во всех развитых странах в последнее время существует тенденция к увеличению β, в частности для мужчин, из-за относительно небольшого снижения смертности в последних возрастных группах средних возрастов. Тот вывод, что основные изменения на протяжении длительного периода времени будут касаться параметра α, означает, что препятствия к снижению смертности в этих возрастах — временное явление. В табл. 19 приводятся отдельные показатели таблиц смертности, полученные на основе логит-системы при $\beta=1$ и α, выходящим за пределы, отмечавшиеся для какого-либо населения. Так, $\alpha=-1{,}0$ дает общее представление об уровне смертности в настоящее время в высокоразвитых странах. По мере роста длительности жизни увеличение ожидаемой продолжительности жизни при рождении e_0 (это обычный измеритель общей смертности) при одном и том же уменьшении коэффициента α будет сокращаться как абсолютно, так и относительно. Так, изменение α от

Таблица 19

ЧИСЛА ДОЖИВАЮЩИХ НА 1000 РОДИВШИХСЯ МОДЕЛЬНЫХ ТАБЛИЦ СМЕРТНОСТИ, ПОСТРОЕННЫХ ПРИ ПОМОЩИ ЛОГИТОВ, С РАЗЛИЧНЫМИ ЗНАЧЕНИЯМИ α ($\beta=1{,}0$) (e_0 — ОЖИДАЕМАЯ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТЬ ЖИЗНИ ПРИ РОЖДЕНИИ)

Возраст (x), лет	α					
	0,5	0,0	−0,5	−1,0	−1,5	−2,0
0	10,000	10,000	10,000	10,000	10,000	10,000
1	6,756	8,499	9,390	9,767	9,913	9,968
5	5,506	7,691	9,005	9,610	9,853	9,945
15	5,066	7,362	8,835	9,538	9,825	9,935
25	4,417	6,826	8,539	9,408	9,774	9,916
35	3,774	6,223	8,175	9,241	9,707	9,890
45	3,132	5,535	7,712	9,016	9,614	9,854
55	2,375	4,585	6,971	8,622	9,445	9,788
65	1,482	3,210	5,624	7,774	9,047	9,627
75	610	1,500	3,242	5,660	7,800	9,060
85	109	290	751	1,808	3,750	6,199
95	4	10	27	73	197	518
e_x	26,86	43,44	58,94	70,73	78,94	84,65

—1,0 до —2,0 увеличивает ожидаемую продолжительность жизни на 14 лет — от 70,7 до 84,7, что составляет лишь половину увеличения e_0 — от 43,4 до 70,7 года, соответствующего изменению α от 0 до —1,0. Это создает численную шкалу для случаев, когда рост ожидаемой продолжительности жизни весьма затруднен и когда показатели смертности уже низки в сравнении с аналогичными показателями для большинства населений с высоким уровнем смертности. Хотя ситуация и усложняется вследствие изменений коэффициента β, по-видимому, темп изменения коэффициента α и в населениях с низким уровнем смертности в настоящее время не ускоряется. Таким образом, мы можем предвидеть, что дальнейшее увеличение продолжительности жизни будет происходить все более медленно, *даже если смертность, измеренная с помощью логитов, будет продолжать снижаться так же быстро, как и раньше,* и относительное улучшение показателей смертности в более молодых возрастах будет значительным.

Как в Швеции, так и в Англии и Уэльсе коэффици-

ент α изменился на единицу за приблизительно восьмидесятилетний период и снизился на 0,5 за последние 35 лет. Приведенная в табл. 19 кривая смертности с $\alpha = -1{,}5$ указывает примерный уровень, который будет достигнут в Западной Европе к концу XX века. По сравнению с таблицей смертности для α, равного - 1,0, смертность в возрасте до пяти лет снизится с 39 на 1000 родившихся до менее чем 15 и число доживающих до возраста 65 лет увеличится с 780 до 900. Однако при этом ожидаемая продолжительность жизни в возрасте 85 лет увеличится только с 3,8 до 4,2 года.

БИБЛИОГРАФИЯ

1. Benjamin B. Demographic aspects of ageing, with special reference to England and Wales, *J. Inst. Actuaries,* 1964, № 90 (3).
2. Brass W., et al. The demography of tropical Africa, Princeton Univercity Press, New Jersey, 1968.
3. Brass W. A generation method for projecting death rates, *Population Growth and the Brain Drain,* edited by F. Bechofer, Univercity Press of Edinburgh, 1969.
4. Case R. A. M., et al. Serial abridged life tables: England and Wales 1841—1960, Chester Beatty Research Institute, London, 1962.
5. Coale A. J. and Demeny P. Regional model life tables and stable populations, Princeton Univercity Press, New Jersey, 1966.
6. Finney D. J. Statistical method in bioassay, Charles Griffin & Co., London, 1952.
7. Fisher R. A. and Yates F. Statistical tables for biological, agricultural and medical research, 6th edition, Oliver & Boyd, Edinburgh, 1963.
8. Kermack W. O., McKendrick, A. G. and McKinlay P. L. Death rates in Great Britain and Sweden, *Lancet,* № 1, 1934.
9. Ledermann S. and Breas J. Les dimensions de la mortalite, *Population,* 14th year, Paris, № 4, 1959.
10. Pearson K. Karl Pearson's early statistical papers, Cambridge Univercity Press, 1948.
11. United Nations. Age and sex patterns of mortality; model life tables for underdeveloped countries, New York, 1955.
12. United Nations. Factor analisis and sex-age-specific death rates: a contribution to the study of the dimensions of mortality, *Popul. Bull. U. N.* № 6, 1962.
13. United Nations. Demographic Year Books, New York, 1948—1967.

Перевод *В. А. Бирюкова*

Сэмюель Престон

МЕЖДУНАРОДНОЕ СОПОСТАВЛЕНИЕ ЧРЕЗМЕРНО ВЫСОКОЙ СМЕРТНОСТИ ВЗРОСЛЫХ

Samuel H. Preston. An international comparison of excessive adult mortality. *Population Studies*, vol. 24, № 1, 1970, pp. 5—20.

Для многих стран как самой Европы, так и населенных выходцами из этой части света, можно отметить, что коэффициенты смертности взрослых людей все с большим трудом поддаются снижению. Например, в США с 1920 по 1966 г. ожидаемая продолжительность жизни мужчин в возрасте 40 лет увеличилась менее чем на 2 года (с 29,6 до 31,2 года), в то время как ожидаемая продолжительность жизни при рождении увеличилась на 11,2 года (с 55,5 до 66,7 года). Обычно считают, что без значительных успехов в лечении хронических болезней такая стабилизация коэффициентов смертности в старших возрастах неизбежна. Однако эти доводы вряд ли будут убедительными, пока коэффициенты смертности мужчин не достигнут по крайней мере уровней, зарегистрированных в Норвегии, которые для возрастов от 35 до 70 лет составляют сейчас от 57 до 71% соответствующих коэффициентов смертности в США. Более высокая, чем сейчас в США, ожидаемая продолжительность жизни мужчин в возрасте 40 лет отмечена также в таких странах, как Коста-Рика, Албания и Португалия [40].

Помимо самого факта излишних потерь человеческих жизней, о котором свидетельствуют эти цифры, высокая смертность взрослых имеет неблагоприятные социальные последствия и для остающихся в живых. Например, вероятность потери отца к возрасту 20 лет для ребенка, родившегося, когда его отцу было 35 лет, при режиме смертности, существующем в США (12,8%), почти вдвое выше, чем в Норвегии (7,4%). В данной

работе мы попытаемся путем сравнительного анализа по странам установить, какие факторы вызывают все более неблагоприятный характер смертности взрослых в некоторых западных странах.

А. ПОКАЗАТЕЛИ ЧРЕЗМЕРНО ВЫСОКОЙ СМЕРТНОСТИ В СТАРШИХ ВОЗРАСТАХ

Для доказательства того, что коэффициенты смертности взрослых в настоящее время ненормально высоки, нам, очевидно, нужно иметь некоторый однозначный стандартный уровень смертности, с которым их можно было бы сопоставить. В анализе тенденций смертности таким эталоном обычно считается ряд уровней смертности, в котором соотношения разностей двух коэффициентов смертности или ожидаемых продолжительностей жизни постоянны. Но выбор того или иного конкретного стандарта, очевидно, произволен, если только не доказано, что он в состоянии с точностью характеризовать соотношения уровней смертности для широкого круга наблюдений. Словом, прежде всего следует построить модель, показывающую, каким образом коэффициенты смертности в различных возрастах могли бы реагировать на улучшение условий, определяющих здоровье населения.

Такого рода модель (по сути, семейство моделей) была разработана Коулом и Демени [5] для чисто описательных целей*. Они изучили данные о возрастных закономерностях смертности в западных странах, начиная приблизительно с 1850 г., и показали, что в пределах каждого из четырех географических регионов соотношения коэффициентов смертности в различных возрастах весьма устойчивы и коэффициенты корреляции между вероятностями смерти ${}_5q_x$ [т. е. в возрасте от x до $x+5$. — *Прим. ред.*] обычно выше, чем 0.9. Иными словами, они обнаружили, что можно довольно точно определить для населения страны коэффициент смертности в возрастной группе 55—59 лет, зная, к какому региональному семейству смертности принадлежит смертность в этой стране и коэффициент смертности в

* Модельные таблицы Коула — Демени предназначались также для расчетов численности населения, оценки рождаемости и смертности в странах с неполной или недостоверной демографической статистикой. — *Прим. ред.*

возрасте, например, 15—19 лет. Модели смертности Коула — Демени были построены с помощью линейной и отдельно — логарифмически-линейной регрессии коэффициентов смертности в каждом из возрастов по ожидаемой продолжительности жизни в возрасте 10 лет e^0_{10}. Модель того или иного «уровня» смертности включает все коэффициенты смертности, соответствующие по линиям регрессии каждому конкретному значению величины e^0_{10}. Мы воспользуемся работой Коула и Демени для построения моделей соотношений повозрастной смертности и отнесения отдельных стран к тому или иному региональному семейству смертности, с тем чтобы показать, что в последнее время установившиеся соотношения были нарушены чрезвычайно высокой смертностью взрослых.

Б ДОСТОВЕРНОСТЬ МОДЕЛЕЙ СМЕРТНОСТИ КОУЛА — ДЕМЕНИ ДЛЯ ДАННЫХ ЗА 1930 и 1963 гг.

Попытаемся сначала показать, что для 1930 г. модели смертности Коула—Демени отражают возрастные закономерности смертности для мужчин и женщин вполне точно и без систематического смещения. С этой целью были выделены два возрастных коэффициента смертности для возрастной группы 5—29 лет ($_{25}m_5$) и для возрастной группы 40—69 лет ($_{30}m_{40}$).

В обоих случаях эти коэффициенты стандартизованы по возрасту; мы сопоставим их с соответствующими коэффициентами, определенными по моделям Коула — Демени и стандартизованными по возрастной структуре того же самого населения. В табл. 1 сравниваются фактические коэффициенты $_{30}m_{40}$ для каждого пола в некоторых странах в 1930 г. с коэффициентами, полученными на основе модели с уровнем смертности, соответствующими коэффициенту $_{25}m_5$ для этого пола. Различия между расчетными и фактическими значениями оказались более или менее случайно распределенными относительно нуля: имеется 14 положительных отклонений и 20 отрицательных. Медианная ошибка в процентах без учета знака составляет 5,5 для женщин (Австрия) и 5,2 — для мужчин (Франция). В рассматриваемый период модели смертности отражают действительность с достаточной для большинства задач точностью.

Таблица 1

ФАКТИЧЕСКИЕ И РАСЧЕТНЫЕ КОЭФФИЦИЕНТЫ СМЕРТНОСТИ НА 100 000 ЧЕЛОВЕК В ВОЗРАСТАХ 40—69 ЛЕТ В ЗАПАДНЫХ СТРАНАХ В 1930 г.

Страна	Региональное семейство смертности**	Женщины				Мужчины			
		$_{40}m_{70}$ (1)	$_{40}m_{70}$ (2)	$_{40}\hat{m}_{70}$ (3)	разность (4) = (2) — (3)	$_{40}m_{70}$ (5)	$_{40}m_{70}$ (6)	$_{40}\hat{m}_{70}$ (7)	разность (8) = (6) — (7)
Норвегия	С	272	1 067	1 156	—89	317	1 237	1 254	—19
Швеция	С	272	1 171	1 156	15	280	1 283	1 256	27
Бельгия	З	284	1 370	1 445	—75	301	1 691	1 808	—117
США*	З	272	1 533	1 417	116	296	1 795	1 823	—28
Шотландия	З	258	1 478	1 384	94	279	1 817	1 771	46
Англия и Уэльс	З	232	1 297	1 321	—24	259	1 722	1 700	22
Австралия	З	161	1 039	1 140	—101	189	1 432	1 482	—50
Новая Зеландия*	З	183	1 144	1 198	—54	201	1 397	1 522	—125
Канада	З	202	1 134	1 246	—112	229	1 275	1 614	—339
Дания	З	188	1 256	1 211	45	196	1 283	1 505	—222
Нидерланды	З	179	1 221	1 187	34	194	1 209	1 499	—290
Франция	З	328	1 399	1 544	—145	337	2 049	1 948	101
Австрия*	В	296	1 600	1 516	84	318	1 966	1 909	57
Германия*	В	259	1 410	1 419	—09	279	1 600	1 798	—198
Португалия	Ю	437	1 272	1 545	—273	471	1 862	2 003	—141
Испания	Ю	411	1 538	1 492	46	427	2 087	1 904	183
Италия	Ю	326	1 364	1 315	49	322	1 611	1 663	—52
Средняя					—23				—69

Примечание. Расчетные коэффициенты ($\hat{m}$) получены на основе коэффициентов смертности в возрастах 5—29 лет и соответствующих моделей смертности Коула—Демени. Все коэффициенты смертности стандартизованы по возрасту.

* Коэффициенты смертности за 1925 г. Во всех случаях, кроме США, они взяты из-за отсутствия нужных данных. В США данные за 1930 г. не типичны и поэтому заменены данными за 1925 г.

** Буквы обозначают регион таблиц Коула—Демени: Север, Запад, Восток или Юг.— *Прим. ред.*

В табл. 2 аналогичное сопоставление сделано для 1963 г., и сразу видно, что структура отклонений здесь иная. В 30 случаях из 32 фактические коэффициенты смертности в возрастах 40—69 лет выше, чем рассчитанные на основе моделей смертности и коэффициентов

Таблица 2

ФАКТИЧЕСКИЕ И РАСЧЕТНЫЕ КОЭФФИЦИЕНТЫ СМЕРТНОСТИ НА 100 000 ЧЕЛОВЕК В ВОЗРАСТАХ 40—69 ЛЕТ В ЗАПАДНЫХ СТРАНАХ В 1963 г.

Страна	Женщины				Мужчины				Избыток смертности мужчин (9) = (8) — (4)
	${}_{25}m_5$ (1)	${}_{30}m_{10}$ (2)	$\overset{\wedge}{}_{70}m_{10}$ (3)	разность (4) = (2) — (3)	${}_{2}m_{5}$ (5)	${}_{30}m_{10}$ (6)	$\overset{\wedge}{}_{50}m_{1}$ (7)	разность (8) = (6) — (7)	
Норвегия	34	589	483	106	81	1 014	680	334	228
Швеция	41	618	520	98	81	924	680	244	146
Бельгия	42	767	704	63	95	1 413	1 113	300	237
США	54	835	773	62	111	1 538	1 191	347	285
Шотландия	40	952	693	259	81	1 697	1 036	661	402
Англия и Уэльс	37	764	676	88	75	1 404	1 003	401	313
Австралия	48	764	738	26	101	1 394	1 145	249	223
Новая Зеландия	47	762	733	29	93	1 252	1 102	150	121
Дания	37	705	676	29	71	1 067	981	86	57
Нидерланды	38	600	682	—82	72	1 042	986	56	138
Франция	50	687	750	—63	90	1 394	1 085	309	372
Австрия	48	766	712	54	112	1 403	1 243	160	106
ФРГ	50	772	726	46	107	1 366	1 220	146	100
Португалия	84	748	696	52	129	1 324	1 128	196	144
Испания*	64	737	608	129	98	1 138	1 001	137	8
Италия	56	731	571	160	104	1 274	1 026	248	88
Средняя				66				252	186

Примечание. Расчетные коэффициенты $(\hat{m})$ получены на основе коэффициентов смертности в возрастах 5—29 лет и соответствующих моделей смертности Коула—Демени. Все коэффициенты смертности стандартизованы по возрасту.

* Коэффициенты смертности за 1960 г.

смертности в возрастах 5—29 лет[1]. В каждой из стран величина отклонения для мужчин положительна и превосходит соответствующую величину для женщин. Медианная ошибка составляет 8,2% для женщин (США и Франция) и весьма значительную величину — 23,0%

[1] Из дальнейшего анализа исключается Канада, поскольку применение в данном случае модели смертности Коула — Демени серии «Запад», по-видимому, исторически неоправдано. Наибольшее отклонение в табл. 1 как раз характерно для мужчин в Канаде. Дальнейший анализ показывает, что 1930 г. никак нельзя считать непредставительным: так, отклонение для мужчин в Канаде в 1925 г. было еще бо́льшим, а именно: 398 на 100 000, т. е. ошибка

для мужчин (Австрия и Италия). Ошибки для женщин, как правило, невелики, но то, что почти все они направлены в одну сторону, свидетельствует о практически повсеместном, хотя и незначительном в количественном отношении, несоответствии модельных таблиц. Ошибки для мужчин, напротив, заставляют предположить глубокие изменения в возрастных закономерностях смертности мужчин в последнее время и считать модели Коула — Демени для этих стран устаревшими.

Непредставительность моделей смертности Коула — Демени в последние годы можно объяснить двумя причинами: либо скрытым пороком в построении самих моделей, который препятствует их применению к иным уровням смертности, либо появлением какого-то нового непредвиденного фактора, нарушившего «нормальные» соотношения коэффициентов смертности в разных возрастах. Сосредоточим свое внимание на втором объяснении, оставив первое на тот случай, если этот нарушающий фактор обнаружить не удастся.

В. ЧРЕЗМЕРНО ВЫСОКАЯ СМЕРТНОСТЬ ВЗРОСЛЫХ ЖЕНЩИН

Возрастные закономерности смертности мужчин и женщин могут быть подвержены воздействию одних и тех же факторов, лишь с разной интенсивностью их проявления; однако изменения этих закономерностей для обоих полов могут быть и не связаны одни с другими. Существует по крайней мере один специфический для женщин фактор, заслуживающий рассмотрения, а именно: снижение в последнее время смертности от осложнений беременности, родов и послеродового периода. Снижение смертности от осложнений беременности, родов и послеродового периода (материнская смертность) может объяснить относительно незначительные изменения возрастных закономерностей смертности женщин, так как смертность от этих причин более характерна для возрастной группы 5—29 лет, чем для возрастной группы 40—69 лет.

составила 31%. Для стандартизации по возрасту применялась модель стабильного населения серии «Запад» с уровнем смертности 14 [ему соответствует средняя продолжительность жизни для мужчин 49,6 года, для женщин — 52,5 года. — Прим. ред.] и коэффициентом естественного прироста $r=0{,}0125$.

Таблица 3

ФАКТИЧЕСКИЕ И ГИПОТЕТИЧЕСКИЕ ОТКЛОНЕНИЯ ОТ ПОКАЗАТЕЛЕЙ МОДЕЛЬНЫХ ТАБЛИЦ СМЕРТНОСТИ У ЖЕНЩИН В 1963 г. ПРИ ИЗМЕНЕНИИ КОЭФФИЦИЕНТОВ МАТЕРИНСКОЙ СМЕРТНОСТИ

Страна	Коэффициенты материнской смертности[1]				Отклонения, 1963 г.	
	1930 г.		1963 г.			
	$_{5}m'_{5}$ (1)	$_{35}m'_{40}$ (2)	$_{5}m'_{5}$ (3)	$_{35}m'_{40}$ (4)	фактические (5)	гипотетические (6)
Норвегия	5,8	4,9	0,7	0,3	106	85
Швеция	7,6	3,6	1,2	0,4	98	69
Бельгия	10,3	8,9	1,1	0,4	63	23
США	25,4	7,1	2,0	0,5	62	—10
Шотландия	20,2	10,0	1,7	0,4	259	161
Англия и Уэльс	11,5	4,4	1,2	0,4	88	35
Австралия	21,1	5,9	1,5	0,5	25	—75
Новая Зеландия	12,3	9,9	1,5	1,5	29	—25
Дания	10,5	7,6	0,9	0,3	29	—21
Нидерланды	8,5	10,3	1,2	0,7	—82	—111
Франция	10,8	2,9	1,4	0,5	—63	—112
Австрия*	—	—	1,6	1,6	54	—
Германия**,***	14,9	5,8	3,0	1,1	46	—14
Португалия	20,4	7,9	3,3	3,2	52	—09
Испания	18,4	10,5	2,8	1,7	129	67
Италия	11,9	6,6	2,9	1,7	160	123
Среднее					66 67**	10

Примечание. В качестве гипотетических взяты такие отклонения, которые имели бы место, если бы коэффициенты материнской смертности с 1930 г. не изменились.

* Нет данных за 1930 г.

** Исключая Австрию.

*** Шифр причин смерти по Международной классификации болезней и причин смерти (МКБ) в 1930 г.— класс XII (Четвертый пересмотр, 1929 г.); в 1963 г.— B40 (Седьмой пересмотр, 1955 г.).— *Прим. ред.*

**** В 1963 г.— данные для ФРГ.— *Прим. ред.*

Источники: 1963 г.— [43]; предыдущие годы — национальные публикации данных о естественном движении населения.

В табл. 3 представлены коэффициенты материнской смертности за 1930 г., когда соответствие модельным таблицам смертности было большим, и за 1963 г. Зададим теперь следующий вопрос: «Какова была бы величина отклонения в 1963 г., если бы коэффициенты

материнской смертности по сравнению с 1930 г. не изменились?» Для ответа на этот вопрос достаточно заменить в коэффициентах смертности от «всех причин» за 1963 г. показатели материнской смертности 1963 г. показателями материнской смертности 1930 г. и вновь вычислить отклонения[2]. Как явствует из табл. 3, изменения коэффициентов материнской смертности таковы, что ведут к переоценке неблагоприятных изменений смертности женщин старших возрастов, поскольку, если бы коэффициенты материнской смертности остались на уровне 1930 г., то для 8 из 15 стран отклонения в 1963 г. были бы отрицательными. В результате проделанных вычислений среднее отклонение уменьшилось с +66 на 100 000 до +10 на 100 000. Очевидно, что фактические отклонения 1963 г. отражают не столько новые и неблагоприятные факторы, воздействующие на женщин старших возрастов, сколько новые и благоприятные факторы, воздействующие на женщин младших возрастов[3]. Как бы то ни было, мы можем сделать вывод, что при отсутствии такого рода факторов модели смертности Коула — Демени по-прежнему позволяли бы вычислять женскую смертность без систематического смещения.

Г. ЧРЕЗМЕРНО ВЫСОКАЯ СМЕРТНОСТЬ ВЗРОСЛЫХ МУЖЧИН

Для мужчин специфического фактора, эквивалентного по значимости снижению коэффициентов материн-

---

[2] В ходе этого пересчета неявно предполагается, что в 1963 г. коэффициент смертности от «всех причин» у женщин, которые в 1930 г. умерли бы от осложнений родов, а в 1963 г. от этой причины не умирали, совпадает со средним коэффициентом смертности для всех женщин данной возрастной группы.

[3] Нам могут возразить, что снижение материнской смертности происходило и на протяжении периода, рассматриваемого Коулом и Демени, и что сохранение коэффициентов материнской смертности неизменными на более раннем уровне всегда будет вести к более низкому уровню смертности женщин старших возрастов по сравнению с более молодыми. Однако, начиная с 1930 г., это снижение происходило, по-видимому, гораздо более высокими темпами, чем раньше, что и вызвало искажения, лишь недавно ставшие очевидными. Например, У. Логэн показал, что в Англии и Уэльсе коэффициент материнской смертности в возрастной группе 15—24 года с 1860 по 1931 г. снижался в среднем на 0,13 на 100 000 в год, а с 1931 по 1947 г. — на 0,5 на 100 000 в год, т. е. гораздо быстрее [25, с. 132—178].

ской смертности, которым можно было бы объяснить отклонения от модельных кривых смертности для мужчин в 1963 г., не существует. Тем не менее, изменения закономерностей смертности мужчин все же следует приписать динамике смертности от отдельных причин. Воздействие изменения смертности от трех выбранных групп болезней на общую динамику смертности показано в табл. 4, которая построена аналогично табл. 3, т. е. коэффициенты смертности от этих причин были зафиксированы последовательно на уровне 1930 г. и в каждом отдельном случае были пересчитаны отклонения для 1963 г.

Таблица 4

ОТКЛОНЕНИЯ КОЭФФИЦИЕНТОВ СМЕРТНОСТИ МУЖЧИН В 1963 г. ОТ МОДЕЛИ ВСЛЕДСТВИЕ ИЗМЕНЕНИЯ СМЕРТНОСТИ ОТ ОТДЕЛЬНЫХ БОЛЕЗНЕЙ ПО СРАВНЕНИЮ С 1930 г.

Страна	Отклонение, 1963 г. (1)	Снижение величины отклонения при сохранении на уровне 1930 г. смертности от			Всего (5) = (2)+(3)+(4)	Остаточное отклонение (6) = (1)—(5)
		рака (2)	сердечно-сосудистых заболеваний (3)	бронхита (4)		
Норвегия	334	—1	215	1	215	119
Швеция	244	—30	68	—1	37	207
Бельгия	300	139	151	—8	282	18
США	347	68	213	2	283	64
Шотландия	661	94	315	34	443	218
Англия и Уэльс	401	48	187	64	299	102
Австралия	249	24	419	30	473	—224
Новая Зеландия	150	—16	270	34	288	—138
Дания	86	4	173	3	180	—94
Нидерланды	56	36	137	10	183	—127
Франция	309	124	3	—17	110	199
Австрия	160	—	—	—	—	—
Германия**	146	31	145	—8	168	—22
Португалия	196	79	34	22	135	61
Испания	137	3	—18	—13	—28	165
Италия	248	112	56	—13	155	93
Среднее	252 258*	48	158	9	215	43

* Исключая Австрию.
** В 1963 г.— данные для ФРГ.— *Прим. ред.*

Источник. Приложение А.

Из табл. 4 видно, что если принять коэффициенты смертности от сердечно-сосудистых заболеваний на уровне 1930 г. (фактически в большинстве случаев были взяты коэффициенты 1931 г.), то исключается более половины среднего отклонения (158/258); если учитывать изменение коэффициентов смертности от рака, исключается еще одна пятая (48/258) и если принять во внимание изменение коэффициентов смертности от бронхита, то исключается еще некоторая, хотя и меньшая, доля (9/258). Итак, если исключить изменения коэффициентов смертности от этих трех причин, то в общей сложности от исходной величины отклонения останется всего 16%. По-видимому, следует рассматривать эти три болезни в качестве основных причин сверхсмертности мужчин в последние годы. Важно отметить, что та или иная болезнь не может оказывать воздействие на отклонение, если коэффициенты смертности от этой болезни остаются неизменными, как это часто предполагается для дегенеративных заболеваний*. Напротив, отклонения в 1963 г. в большинстве случаев, по-видимому, объяснялись значительным увеличением коэффициентов смертности взрослых мужчин от одной из этих трех или всех трех болезней. (Фактические коэффициенты смертности даны в приложении А.)[4]

Интересно заметить, что если исключить изменения материнской смертности, небольшое положительное остаточное отклонение наблюдается и для коэффициентов смертности женщин и что значения этих остаточных отклонений для мужчин и женщин по всем странам сильно коррелируют. Коэффициент корреляции равен 0,83, если исключить из анализа Францию, и 0,58, если учитывать данные по этой стране[5]. Существует еще

---

* К дегенеративным болезням принято относить нефрит, цирроз печени, язвенную болезнь желудка и двенадцатиперстной кишки, диабет. — *Прим. ред.*

[4] Возможно, что степень воздействия смертности от этих причин отчасти искажена вследствие изменения в порядке шифровки причин смерти. Выбрав столь широкие группы болезней, мы надеялись тем самым минимизировать любые искажения, поскольку большинство изменений происходит в пределах одной и той же группы причин, например рак легких и другие виды раковых заболеваний, стенокардия и другие болезни органов кровообращения.

[5] Для исключения Франции, кроме того, что это ведет к увеличению коэффициента корреляции, имеются и другие веские до-

один фактор, который мы до сих пор не выделяли и влияние которого с очевидностью проявляется в закономерностях мужской и женской смертности. Вполне вероятно, что этим фактором следует считать изменение частоты случаев заболевания туберкулезом в зависимости от возраста для обоих полов и прежде всего значительное снижение в некоторых странах коэффициентов смертности от туберкулеза в молодых возрастах [32, с. 361—395]. Норвегия и Швеция, где как для мужчин, так и для женщин, остаточные отклонения наиболее существенны, это те две страны, в которых смертность от туберкулеза в 1930 г. и ранее была среди рассматриваемых стран наибольшей [21, с. 89—110]. Мы, однако, не будем углубляться в рассмотрение этого фактора, сосредоточив свое внимание на более значительных в количественном отношении отклонениях коэффициентов смертности взрослых мужчин, вызванных изменением смертности от установленных ранее причин. Рассмотрим три гипотезы, которые могли бы объяснить изменения частоты смертных случаев, вызываемых этими тремя болезнями: гипотезу действия врожденных факторов, социальную гипотезу и гипотезу воздействия факторов физического характера.

Д. ПРОВЕРКА НЕКОТОРЫХ ГИПОТЕЗ ОТНОСИТЕЛЬНО ФАКТОРОВ СМЕРТНОСТИ ВЗРОСЛЫХ МУЖЧИН

1. Гипотеза действия врожденных факторов

Влияние гинетической изменчивости человеческих популяций на форму кривой возрастной смертности всегда было причиной серьезных разногласий между исследователями. Реймонд Пирл и Мортимер Спигельмен утверждают, что *ceteris paribus** коэффициенты смертности в младших и старших возрастах должны находиться в обратной зависимости, поскольку низкие коэффициенты смертности в начале жизни создают

воды. Весьма специфическое обстоятельство, оказывающее влияние на смертность мужчин во Франции от причин, не вошедших в число указанных выше причин смерти, и не оказывающее влияния на смертность женщин, — это высокий уровень потребления алкоголя мужчинами, приблизительно вдвое превышающий потребление алкоголя на одного взрослого в любой другой стране (см. [23]).

* При прочих равных условиях (лат.). — *Прим. пер.*

условия для выживания лиц с ослабленным здоровьем, интенсивность смертности которых быстро нарастает с возрастом [28, с. 462—482], [30, с. 525—533]. С другой стороны, Кермак, Мак-Кендрик и Мак-Кинлей [18, с. 698—703] привели данные для Англии и Уэльса за 80-летний период, доказывающие совсем обратное. Когортные коэффициенты смертности в старших и младших возрастах, по сути, находились *в прямой* зависимости; от когорты к когорте снижение коэффициентов смертности в старших возрастах происходило лишь после снижения коэффициентов смертности в младших возрастах. Влияние смертности лиц, чье здоровье было ослабленным от рождения, на общую смертность (вне зависимости от его направления) достаточно трудно выявить вследствие существования более важных в количественном отношении факторов, действующих в *противоположном направлении*.

Мы установили два требования к возможным объяснениям тенденций смертности мужчин: (1) всякий выделяемый фактор должен быть нехарактерным для женщин и (2) эти факторы должны проявляться через смертность от двух или трех указанных ранее причин смерти. Эти условия не противоречат гипотезе действия врожденных факторов. Половые различия в составе 24-й пары хромосом зачастую рассматриваются как оказывающие отрицательное воздействие на шансы выживания для мужчин [14, с. 351—375]. Следовательно, благоприятные изменения в области смертности для лиц, чье здоровье ослаблено от рождения, могут способствовать выживанию мужчин в значительно большей степени, чем женщин. Кроме того, наследственность давно уже расценивается как один из факторов, повышающих вероятность смерти от дегенеративных болезней [7, с. 437—471], и все шире распространяется тенденция считать процесс старения результатом мутации [10, с. 170—175], которой одни генотипы могут быть подвержены в большей степени, чем другие.

Если гипотеза о врожденных факторах смертности справедлива, то мы можем ожидать для когорт в нашей выборке стран, что при прочих равных условиях коэффициенты смертности в молодом возрасте будут находиться в обратной связи с коэффициентами смертности в старшем возрасте. При этом следует исключить воздействие наиболее важного побочного фактора, а имен-

но: сохранить неизменным уровень смертности в тот момент, для которого вычислены коэффициенты смертности старших возрастов. Хотя контролируемые эксперименты подобного рода при изучении смертности в общем невозможны, мы можем попытаться исключить воздействие существующих в настоящее время уровней смертности путем вычисления коэффициента частной корреляции.

Наши когорты мужчин в возрастах 40—69 лет в 1963 г. в 1925 г. были в возрастах 2—31 год, и мы будем рассматривать коэффициент смертности мужчин в возрастах 5—29 лет в этот период времени в качестве адекватной характеристики смертности в молодых возрастах для этих когорт. В качестве «уровня» смертности, наблюдаемого в настоящее время, воспользуемся коэффициентом смертности мужчин в возрастах 5—29 лет в 1963 г. Искомый коэффициент частной корреляции, таким образом, измеряет связь между ${}_{25}m_5{}^{1925}$ и ${}_{30}m_{40}{}^{1963}$ при неизменном значении ${}_{25}m_5{}^{1963}$. Величина этого коэффициента для нашей выборки 16 стран есть —0,365, что незначимо даже на уровне 0,1*. Однако знак коэффициента соответствует прогнозу гипотезы действия врожденных факторов [6]. Иными словами, для любой из стран чем выше коэффициент смертности в возрастах 5—29 лет в 1925 г., тем ниже коэффициент смертности для той же когорты в возрастах 40—69 лет в 1963 г. Полученная обратная зависимость объясняется в основном особенностями данных по Норвегии и Швеции, где коэффициент смертности от туберкулеза был раньше весьма высок, но где в настоящее время коэффициенты смертности ${}_{30}m_{40}$ самые низкие в мире, а также по США, Англии и Уэльсу и Шотландии, где коэффициент смертности ${}_{25}m_5{}^{1925}$ был низким или средним, а ${}_{30}m_{40}{}^{1963}$ весьма высоким.

Одна из трудностей, связанных с такого рода проверками, заключается в том, что мы располагаем лишь

---

* Здесь и далее автор анализирует значимость коэффициентов корреляции, проверяя существенность отличия их от нуля: для некоторого уровня значимости рассматривается двусторонний доверительный интервал нуля; если показатель корреляции лежит вне этого интервала, то он рассматривается как значимый. — *Прим. ред.*

[6] Коэффициенты смертности, на основе которых вычислялись эти корреляции, приведены в приложении Б.

незначительным числом данных о смертности когорт к 1925 г. В идеале хотелось бы наблюдать когорту на протяжении каждого года ее жизни и знать соотношение между коэффициентами смертности сейчас и во всех предыдущих возрастах. Точным индикатором этой последней величины может служить l_x (в обозначениях, принятых в таблицах смертности) или доля лиц из данной когорты, доживших до возраста x. Кейфиц и Флегер [19] построили таблицы смертности для 27 шведских когорт по году рождения и таблицы смертности для календарных периодов, в течение которых жили данные когорты. Эти сведения дают возможность более точно оценить, как уровни смертности в ранние годы жизни когорты воздействуют на коэффициенты смертности в старших возрастах. Был вычислен коэффициент частной корреляции для 27 шведских когорт между ${}_5m_{55}$ (коэффициент смертности когорты в возрастах 55—59 лет) и l_{55}^c (доля лиц в когорте по году рождения, доживших до возраста 55 лет) при неизменном уровне смертности в момент времени, когда был измерен ${}_5m_{55}$ (для этой цели применялся показатель ожидаемой продолжительности жизни в возрасте 5 лет в таблице смертности для календарного периода)[7]. Величина этого коэффициента равна —0,727 для мужчин и —0,902 для женщин, причем оба значимы на уровне 0,01. В данном случае, однако, обратная зависимость противоречит гипотезе о врожденных факторах смертности; эта зависимость означает, что чем выше в когорте доля доживших до 55 лет, тем ниже коэффициент смертности в возрасте 55 лет, даже если принять во внимание общий «уровень» смертности на момент наблюдения.

Таким образом, оценки возможной роли врожденных факторов, полученные на основе анализа в поперечном разрезе и анализа временных рядов, противоречат друг другу. Переменные временны́х рядов для Швеции были определены более строго, и их соотношения убедитель-

---

[7] e_5^0 применяется вместо e_0^0 потому, что он более тесно связан с отдельными возрастными коэффициентами смертности и, вероятно, представляет собой лучший индикатор смертности в конкретном календарном периоде. Прежде чем вычислить коэффициенты корреляции, для всех переменных были взяты натуральные логарифмы. (Ср.: [5], [33, с. 17—42].)

нее с позиций чисто формального статистического критерия значимости. Эти данные свидетельствуют о том, что ранний отбор нежизнестойких генотипов менее значителен по сравнению с величиной сил, действующих в противоположном направлении. Ниже мы выскажем предположение относительно причины появления отрицательной связи между когортными коэффициентами смертности в разных возрастах при поперечном анализе.

2. Гипотеза действия социальных факторов

Из табл. 4 видно, что в среднем около 61% каждого из отклонений объясняется изменениями коэффициентов смертности от сердечно-сосудистых заболеваний, причем в первую очередь от коронарной болезни сердца*. В этиологии коронарной болезни постоянно выделяются социально-культурные факторы [34*а*, с. 178—189, 34*б*, с. 277—289], [38, с. 167—177], [29, с. 189—194]. Наиболее важные из них — изменения как от поколения к поколению, так и в ходе жизни одного поколения места жительства (город — село) и характера занятости (и то и другое препятствует «культурной адаптации»), а также сильные профессиональные стрессы. Поскольку можно предположить, что эти факторы воздействуют сильнее на мужчин, чем на женщин, и, кроме того, полагают, что интенсивность мобильности и уровень стрессовых нагрузок растут, то подобного рода социально-культурные воздействия могут служить правдоподобным объяснением изменения смертности за последнее время.

Однако, рассматривая доказательства зависимости смертности от стрессовых нагрузок и мобильности, мы сталкиваемся с некоторыми странными несоответствиями. Многочисленные исследования показали, что самая в сущности мобильная практически на любом уровне группа — работники высокой квалификации и администраторы — характеризуется исключительно низкими коэффициентами смертности от коронарной болезни [27, с. 1—4]. Географическая мобильность (а возмож-

* Термин «коронарная болезнь сердца» представляет собой менее употребительный в настоящее время синоним «ишемической болезни сердца» (ИБС). К данной группе заболеваний относятся стенокардия, инфаркт миокарда, кардиосклероз, аритмия сердца и др. — *Прим. ред.*

но, и другие виды мобильности) прямо связана с образовательным уровнем [41], однако в США интенсивность смертности от коронарной болезни находится в обратной связи с уровнем образования [20, с. 318—354]. Женщины, безусловно, также подвержены воздействию *некоторых* из указанных факторов (особенно если учесть рост доли женщин, занятых в производстве в старших возрастах), но для взрослых женщин коэффициенты смертности от коронарной болезни в западных странах, как правило, снижаются [31, с. 389—408].

Кроме того, изменение во времени группы тех факторов, которые связывают с уровнем стрессовых нагрузок, не столь согласованно. Одна из наиболее важных переменных, выделяемая в работе Сайма и др. [34,*а*], это миграция село — город при переходе от поколения к поколению. Однако, по-видимому, в США к 1930 г. и в Англии и Уэльсе к 1875 г.[8] доля взрослого населения, совершившего подобного рода миграцию, достигла максимума. В США не наблюдается никакой тенденции в динамике брутто-коэффициентов* миграции между штатами, происходят лишь значительные циклические колебания, связь которых с изменением смертности от коронарной болезни не заметна. (В 40-е годы, однако, были зарегистрированы максимальные значения коэффициентов). Увеличение социальной мобильности при переходе от поколения к поколению в США подтверждается одними исследованиями и ставится под сомнение другими [15, с. 313—323], [8, с. 491—498]. Видно, что социальная мобильность в ходе жизни одного поколения возросла в Нидерландах [37, с. 209—218] и Швеции [1, с. 158—202]. С другой стороны, сокращение продолжительности рабочей недели, увеличение перерывов на протяжении рабочего дня, расширение программ социального страхования — все

---

[8] Если мы примем для всех возрастов равную вероятность проживания в городах, то доля пятидесятилетних, мигрировавших в город из сельской местности с момента рождения (при этом не будем учитывать незначительный поток в обратном направлении), равняется $U_t - U_{t-50}$, где U_t есть доля городского населения в году t. Данные для США можно найти в работе [9]; для Англии и Уэльса — в [6, с. 3—24].

* Под брутто-коэффициентом миграции здесь понимается показатель интенсивности миграции без учета влияния смертности. — *Прим. ред.*

это, по-видимому, делает жизнь мужчин менее трудной, чем когда-либо ранее.

Безусловно, наиболее убедительным доказательством влияния стрессовых нагрузок на коэффициенты смертности населения было бы широкое распространение коронарной болезни в стрессовые периоды, поражающие всю страну, подобно тому, как сильные лондонские туманы вызывают эпидемию бронхита. Но на протяжении наиболее явного стрессового периода — в течение второй мировой войны, и особенно в оккупированных странах, в большинстве случаев наблюдалось снижение коэффициентов смертности от коронарной болезни [26, с. 137—153]. Короче говоря, даже если бы стрессовые нагрузки, а также неспособность к социальной адаптации и были важными факторами, повышающими риск развития коронарной болезни (а так ли это — еще не ясно), и даже если бы действие этих факторов за последнее время усилилось (а это также открытый вопрос), все равно их воздействие и происшедшие изменения не могли быть достаточно сильными, чтобы повлиять на коэффициенты смертности от коронарной болезни в значительных группах населения.

Посмотрим теперь, не выражена ли более ясно тенденция смертности от коронарной болезни в тех странах, где стрессовые нагрузки считаются более интенсивными. Хотя и существуют определенные трудности при сопоставлении для разных стран подобного рода данных, которые трудно однозначно интерпретировать, имеющиеся данные тем не менее предоставляют пищу для размышления. Липсет и Бендикс построили один индекс послевоенной вертикальной социальной мобильности для четырех из рассматриваемых здесь стран и другой индекс для двух других стран. Они пришли к выводу, что «рассматриваемые страны вполне сравнимы с точки зрения высокого уровня наблюдаемой там вертикальной мобильности» [24, с. 27]. Выявленные же различия не связаны с наблюдаемыми в этих странах тенденциями смертности от коронарной болезни. Вертикальная социальная мобильность в Дании и ФРГ выше, чем в США и Великобритании, но в двух последних странах отмечается более значительное увеличение коэффициентов смертности от болезней органов кровообращения, чем в первых. Показатели корреляции смертности от сердечно-сосудистых заболеваний с соци-

Таблица 5

КОЭФФИЦИЕНТЫ КОРРЕЛЯЦИИ МЕЖДУ ПОКАЗАТЕЛЯМИ ЧРЕЗМЕРНО ВЫСОКОЙ СМЕРТНОСТИ ВЗРОСЛЫХ МУЖЧИН И СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКИМИ ПЕРЕМЕННЫМИ

	Величина отклонения для мужчин минус величина отклонения для женщин, 1963 г.		Величина отклонения для мужчин вследствие изменения частоты сердечно-сосудистых заболеваний, 1963 г.	
	коэффициент линейной корреляции (1)	коэффициент частной корреляции (2)	коэффициент линейной корреляции (3)	коэффициент частной корреляции (4)
Доход на душу населения, 1960 г.	0,381 0,545*	(0,107)	0,590	(0,297)
Процент рабочей силы, занятой в сельском хозяйстве, 1960 г.	—0,380 —0,600*	(—0,063)	—0,588	(—0,231)
Изменение процента рабочей силы, занятой в сельском хозяйстве, с 1910 г.	—0,393 —0,499*	(—0,173)	—0,437	(0,030)
Процент населения в городах с числом жителей более 100 000, 1960 г.	0,308 0,175*	(—0,138)	0,704	(0,351)
Процент населения в городах с числом жителей более 20 000, 1960 г.	0,360 0,344*	(—0,120)	0,576	(—0,077)

Примечание. Частная корреляция учитывает воздействие потребления сигарет в 1935 г.

* Исключая Францию (см. прим. 5 на с. 103).

Источник. Приложение В.

ально-экономическими показателями для всех стран представлены в табл. 5. Мы проверяем предположение о том, что страна с более высокой степенью урбанизации, с более высокими темпами изменения промышленной структуры и более развитой экономикой должна обнаруживать в сравнении с менее развитыми странами более выраженную чрезмерную смертность мужчин, особенно от сердечно-сосудистых заболеваний.

Вообще говоря, коэффициенты линейной корреляции в целом подтверждают это предположение. Они

принимают «нужный» знак, за исключением величины снижения доли рабочей силы, занятой в сельском хозяйстве, где соответствующий коэффициент корреляции с показателем чрезмерно высокой смертности отрицателен. Ни один из коэффициентов корреляции показателей уровней стресса с разностью между величинами отклонений для мужчин и женщин не достигает значения, при котором он был бы значим на уровне 0,1 ($r=0{,}412$). Однако коэффициент корреляции показателей уровня стресса с величиной отклонения для мужчин вследствие роста частоты сердечно-сосудистых заболеваний (эта величина в наибольшей степени подвержена влиянию стрессовых нагрузок) в четырех случаях из пяти значим на уровне 0,05 (0,482).

Однако вызывает известную настороженность то обстоятельство, что единственный рассматриваемый показатель изменения лежит вне доверительных границ и не принимает ожидаемого знака. По-видимому, превышение смертности есть скорее функция достигнутого уровня урбанизации и индустриализации, чем темпов достижения этого уровня, что, возможно, противоречит посылкам гипотезы о трудностях «культурной адаптации», так как различного рода социальные осложнения, безусловно, более серьезны при быстрых темпах индустриализации. Во всяком случае экономическое развитие и урбанизация вызвали значительное количество изменений, более наглядных, чем возрастание уровня «стресса», и представляется целесообразным рассмотреть одно из этих изменений, прежде чем выделять *«стресс»* в качестве механизма, посредством которого индустриализация воздействует на тенденции смертности.

3. Гипотеза воздействия факторов физического характера

В отличие от стрессов социально-культурного происхождения, воздействие которых на смертность больших групп населения неопределенно, а временные тенденции неясны, значимости воздействия фактора физического характера, а именно курения сигарет, гораздо легче найти документальные обоснования. Ниже следует краткое изложение данных по этому вопросу.

а) данные эпидемиологических исследований

Для мужчин, курящих сигареты, во всех возрастах старше 35 лет характерен более высокий коэффициент смертности, чем для никогда не куривших, курящих сигары или трубку или бросивших курить. В докладе начальника службы здравоохранения США (1964 г.) [42] подытожены материалы семи широких обследований курильщиков сигарет, и в каждом обследовании соотношение стандартизованных по возрасту коэффициентов смертности курильщиков сигарет и некурящих значительно больше единицы. Медианное отношение, полученное на основе материалов этих семи обследований, равно 1,65. Объединив результаты всех обследований, получаем, что коронарная болезнь (коэффициент смертности от которой у курильщиков сигарет на 70% выше, чем у некурящих) определяет 45% превышения смертности у курящих, а рак легких (коэффициент смертности от которого у курящих сигареты на 1080% выше, чем у некурящих) определяет 16% превышения смертности. В каждом из обследований эти две болезни указываются в качестве основных причин чрезмерно высокой смертности курящих.

Вполне очевидным представляется рост вероятности смерти по мере увеличения продолжительности и интенсивности курения. Наблюдаемые нами различия уровня смертности в зависимости от количества выкуриваемых за день сигарет, возраста, в котором было начато курение, и длительности интервалов между выкуриваемыми сигаретами, как правило, соответствуют этим предположениям. Тем не менее причинная связь между рассматриваемыми явлениями была подвергнута сомнению по нескольким соображениям. Берксон высказал предположение, что «люди, курящие понемногу, принадлежат к конституциональному типу, чьи самозащитные свойства предопределены биологически» [3, с. 28—38]. Однако в ходе одного из обследований провели сравнение 36 975 пар мужчин, подобранных по пятнадцати переменным, включая характеристику степени урбанизации, рода занятий, нервного напряжения, использования транквилизаторов и объема физической нагрузки [13, с. 1161—1188]. Каждая пара состояла из курящего и некурящего. Коэффициент смертности тех, кто выкуривал свыше 20 сигарет в день, более чем вдвое превы-

шал коэффициент смертности некурящих. Рассмотрев все свидетельства подобного рода, начальник службы здравоохранения США (1968 г.) пришел к заключению, что курение сигарет можно рассматривать как причину рака легких, атеросклероза, бронхита и эмфиземы.

б) динамика потребления сигарет

Курение сигарет получило широкое распространение в Западной Европе, США, Австралии и Новой Зеландии после первой мировой войны и в основном среди молодых мужчин. Ниже показано ежегодное потребление сигарет в расчете на одного взрослого в трех странах с десятилетними интервалами [35], [11].

Год	США	Швеция	Дания
1900	90		
1910	220		
1920	610	370	390
1930	1 370	470	510
1940	1 820	420	570
1950	3 250	810	1 290
1960	3 810	1 010	1 470

Ретроспективное обследование практики курения в США показало, что данные о потреблении сигарет в расчете на взрослого могут преуменьшать рост распространенности курения сигарет среди мужчин старших возрастов [11]. В 1920 г., например, зарегистрировано значительное уменьшение с возрастом доли курящих мужчин — от 47% в возрасте 20 лет до 21% в возрасте 35 лет; в 1955 г. в тех же возрастах доля курящих мужчин составляла соответственно 67 и 68%. Женщины, конечно, курят меньше мужчин. Например, в 1935 г. среди 35-летних женщин доля курящих сигареты составляла всего 1,7% (в противоположность 28,1% среди 35-летних мужчин). В 1955 г. среди женщин в возрастах 55—64 года было только 12,6% курящих в сравнении с 56,5% курящих среди мужчин.

в) последствия дифференциальной смертности

Наиболее подробное исследование вероятности смерти женщин в связи с курением сигарет принадлежит Хэммонду [13, с. 127—204]. Стандартизованные по возрасту коэффициенты смертности для курящих и некурящих в его работе выглядят следующим образом:

	Коэффициент смертности для мужчин 40—69 лет на 1000	Коэффициент смертности для женщин 40—69 лет на 1000
Некурящие	7,77	5,10
Курящие сигареты	14,57	6,55
Отношение	1,88	1,28

Причины более низкой вероятности смертности для женщин заключаются в том, что женщины меньше курят, слабее затягиваются, предпочитают сигареты с фильтром и, возможно, менее восприимчивы в силу их конституционального типа.

Более слабое воздействие курения на смертность женщин в сочетании с меньшим числом курящих среди них приводит к тому, что отрицательные последствия курения для женщин значительно менее серьезны, чем для мужчин. Проведенное в США обследование показало, что в 1950 г. в возрастной группе 50—59 лет курили сигареты 56,5% всех мужчин и только 12,6% всех женщин [11]. Перемножив вероятности смерти и указанные доли курящих сигареты, мы находим, что коэффициент смертности для мужчин во всем населении предположительно на 50% выше, чем для некурящих, а для женщин — выше только на 3,5%. Аналогично курение сигарет оказывает лишь незначительное воздействие на смертность молодых мужчин, так как причины, интенсивность смертности от которых связывается с курением в этих возрастах, еще не столь важны. Таким образом, есть все основания полагать, что в стране с большим числом курящих смертность мужчин в старших возрастах будет ненормально высока по сравнению со смертностью мужчин в молодых возрастах, но подобный феномен не будет наблюдаться для женщин.

Вернувшись теперь к нашим данным, заметим сначала, что чрезмерно высокая смертность взрослых в ос-

новном есть следствие болезней, «каузально» связанных с курением, — рака легких, заболеваний сердца и хронических болезней легких. Правда, одна из принятых нами категорий есть «рак», а не «рак легких», но Кейс показал, что как раз увеличение случаев рака легких объясняет в полной мере недавно отмеченный рост коэффициентов смертности мужчин от рака в Англии и Уэльсе [4, с. 172—199].

Роль смертности от сердечно-сосудистых заболеваний, рака и бронхита в формировании чрезмерно высокой смертности мужчин хорошо согласуется с данными об относительной повышенной смертности курильщиков от тех же причин, содержащимися в рассмотренных выше обследованиях. Исходя из материалов этих семи обследований, суммированных начальником службы здравоохранения США, видно, что число сверхсмертей курильщиков от коронарной болезни, рака легких и бронхита или эмфиземы находится в соотношении 30 : 11 : 3, тогда как число случаев сердечно-сосудистых заболеваний, рака и бронхита, оказывающих воздействие на рассматриваемые нами отклонения смертности взрослых мужчин, находится в соотношении 30 : 9 : 2.

Таблица 6

КОЭФФИЦИЕНТЫ КОРРЕЛЯЦИИ МЕЖДУ ПОКАЗАТЕЛЯМИ ЧРЕЗМЕРНО ВЫСОКОЙ СМЕРТНОСТИ ВЗРОСЛЫХ МУЖЧИН И ПЕРЕМЕННЫМИ «ФИЗИЧЕСКОГО ХАРАКТЕРА»

	Величина отклонений для мужчин минус величина отклонений для женщин, 1963 г. (1)	Величина отклонений для мужчин, объясняемая изменениями частоты сердечно-сосудистых заболеваний, рака и бронхита, 1963 г. (2)
Потребление сигарет, 1935 г.	0,567 0,696*	0,857
Потребление сигарет, 1963 г.	0,451 0,547*	0,721

* Исключая Францию.

Источник. Приложение В.

Коэффициенты корреляции, представленные в табл. 6, свидетельствуют о том, что для стран с большой долей курящих, в общем виде характерны наиболее

значительные нарушения закономерностей мужской смертности. Более того, наблюдаемый коэффициент корреляции существенно выше, чем с другими социально-экономическими характеристиками. Оба коэффициента корреляции с величиной отклонений для мужчин, объясняемой изменениями частоты сердечно-сосудистых заболеваний, рака и бронхита, значимы на уровне 0,01. Более тесная связь этой величины отклонений с потреблением сигарет в 1935 г. по сравнению с 1963 г. может показаться странной, но существует обоснованное объяснение этой странности. Согласно половозрастным закономерностям потребления сигарет, воссозданным на основе материалов проведенного в США ретроспективного обследования [11], на группу мужчин, достигших к 1963 г. возрастов 40—69 лет, приходилось приблизительно 67% потребления сигарет в стране в 1935 г., когда они были в возрастах 12—41 год. Но если в 1963 г. продолжать исходить из закономерностей 1935 г., то на эту группу приходилось бы только 36% потребления сигарет в том году, когда они достигли возрастов 40—69 лет[9]. Таким образом, данные по всей стране за 1935 г., возможно, дают более верное представление о привычках курильщиков в этой группе мужчин, чем современные данные. В пользу этого утверждения говорит и тот факт, что согласно данным выборочных обследований мужчины старших возрастов в Англии и Уэльсе курят в настоящее время больше, чем в США [11], [35]. Такое соотношение находится в соответствии с данными о потреблении сигарет по этим странам в 1935 г., а не с данными за последние годы (см. приложение В).

Что произойдет с показателем чрезмерно высокой смертности взрослых мужчин, если исключить ту его

---

[9] Расчет производился по формуле

$$\frac{\sum_{40}^{69} S_i^M P_i^M}{\sum_{i=0}^{\omega} S_i^M P_i^M + \frac{1}{2}\sum_{i=0}^{\omega} S_i^F P_i^F},$$

где S_i — доля курящих в возрастной группе i; P_i — число лиц, достигших возраста i; M — мужчины, F — женщины. Число курящих женщин взято с весом 1/2, поскольку их дневная норма потребления сигарет ниже, чем у мужчин.

долю, которая приписывается влиянию курения? Уравнение регрессии для величины превышения смертности от трех причин, в зависимости от курения сигарет в 1962 г., имеет следующий вид:

Величина превышения смертности на 100 000 человек от сердечно-сосудистых заболеваний, рака и бронхита	$=8{,}8253+0{,}1054$ $(0{,}0231)$	[Годичное потребление сигарет в расчете на одного взрослого в 1963 г.]

Из этого уравнения видно, что чрезмерно высокая смертность от этих трех причин была бы практически устранена, если бы потребление сигарет в стране было сведено к нулю (осталось бы только 9 смертей на 100 000 человек вместо имеющихся в среднем 215). Коэффициент при величине годового потребления сигарет измеряет определенный риск смерти, связанный с курением сигарет, и весьма важно посмотреть, как размеры этого риска соотносятся с материалами длительных продольных наблюдений. В ходе проведенного Дорном обследования американских ветеранов было установлено, что для курильщиков, выкуривающих 10—20 сигарет в день и достигших возрастов 45—64 года, коэффициент смертности от сердечно-сосудистых заболеваний, рака, бронхита и эмфиземы при расчете на 100 000 человек на 536 выше, чем для некурящих [17]. Согласно нашему уравнению регрессии в стране, население которой выкуривает 15 сигарет в день, т. е. 5475 сигарет в год, будет наблюдаться сверхсмертность от этих причин, равная 577 на 100 000 человек ($5475 \cdot 0{,}1054$). Согласованность между этими цифрами говорит об их достоверности, она свидетельствует о том, что коэффициент связи показателя чрезмерно высокой смертности с потреблением сигарет в стране в целом совпадает с аналогичным коэффициентом, полученным Дорном в ходе проведенного им обследования.

Ясно, что курение сигарет надо принять в качестве наиболее правдоподобного объяснения чрезмерно высокой смертности взрослых мужчин, рассматриваемой в настоящей работе. Риск смерти, связанный с курением, представляется несомненным; число курящих возросло с 1930 г. в несколько раз; смертность мужчин старших возрастов в значительно большей степени зависит от этой привычки, чем смертность других групп населения;

три группы болезней, наиболее тесно связанные с курением, воздействуют на отклонения смертности примерно в той же степени и на том же уровне, как это предсказывается на основе материалов длительных продольных наблюдений курильщиков сигарет.

Когда во внимание принимается склонность населения страны к курению сигарет, то роль воздействия врожденных и социально-экономических факторов на тенденцию смертности становится еще более сомнительной. Напомним, что коэффициент частной корреляции между ${}_{25}m_5^{1925}$ и ${}_{30}m_{40}^{1963}$ при неизменном коэффициенте смертности ${}_{25}m_5^{1963}$ был равен —0,365. Однако, когда неизменными принимались как коэффициент смертности ${}_{25}m_5^{1963}$, так и уровень потребления сигарет в 1962 г., коэффициент частной корреляции имел значение +0,017. Первоначальную отрицательную корреляцию вполне можно объяснить тем обстоятельством, что некоторые экономически развитые страны, достигшие низких коэффициентов смертности в возрастах 5—29 лет в 1925 г., — Англия и Уэльс, США, Австралия — это страны, население которых впоследствии было в состоянии позволить себе более активное потребление сигарет, увеличив тем самым коэффициент смертности в возрастах 40—69 лет.

К счастью, население пристрастилось к этой привычке не во всех странах, где это могло произойти. Швеция, ФРГ и Дания — страны, развитые в экономическом отношении не менее, чем Англия и Уэльс, Шотландия, Новая Зеландия и Австралия. Можно допустить, что для населения этих стран характерны аналогичные уровни мобильности и стрессовых нагрузок. Однако взрослое население стран первой группы выкуривает вдвое меньше сигарет, чем взрослое население стран второй группы. И как следствие, мужчины старших возрастов в странах первой группы в меньшей степени подвержены сердечно-сосудистым заболеваниям, чем мужчины старших возрастов в любой из стран второй группы. Из табл. 5 видно, что коэффициенты *частной* корреляции между отклонениями коэффициентов смертности для мужчин и социально-экономическими характеристиками при сохранении неизменным уровня потребления сигарет во всех случаях опустились ниже уровня значимости 0,1 (0,441). Конечно, сами по себе коэффициенты корреляции не могут служить достаточ-

ным основанием для того, чтобы признать или отвергнуть наличие причинной связи. Но если их рассматривать совместно с другой информацией (отсутствие в обширном статистическом материале о естественном движении населения Швеции убедительных доказательств в пользу значимости врожденных факторов смертности, неопределенность роли стрессовых нагрузок как причин смертности и как фактора, недавно возникшего в жизни мужчин западных стран), то значения коэффициентов корреляции лишний раз подчеркивают сомнительность гипотез, связывающих тенденции смертности с генетическими или социальными факторами.

КРАТКОЕ СОДЕРЖАНИЕ И ВЫВОДЫ

Анализируя возрастные закономерности смертности, Коул и Демени обнаружили, что взаимосвязи коэффициентов смертности в различных возрастах хорошо поддаются оценке в рамках региональных групп стран. Эта работа показала, что традиционные взаимосвязи справедливы до 30-х годов, но к 1963 г. значения коэффициентов смертности лиц, достигших возрастов 40—69 лет, существенно превосходят значения, предсказанные с помощью моделей Коула — Демени.

Расхождения между фактическими и расчетными коэффициентами смертности женщин также достаточно постоянны в разных странах, хотя величина этих расхождений значительно ниже, чем аналогичная величина для мужчин. Одна из причин смерти, имеющая для молодых женщин существенно большее значение, чем для пожилых, а именно: материнская смертность, снизилась с 1930 г. в такой степени, что изменение возрастных закономерностей смертности женщин следует в основном отнести за счет этого фактора. Поэтому под недавними изменениями коэффициентов смертности женщин следует понимать не повышение этих коэффициентов в старших возрастах, а скорее понижение в младших возрастах (сравнительно с ранее сложившимися соотношениями коэффициентов смертности).

Для мужчин старших возрастов, напротив, наблюдается ухудшение их относительного уровня смертности. Это ухудшение практически полностью можно от-

нести на счет изменения коэффициентов смертности от сердечно-сосудистых заболеваний, рака и бронхита. Для того чтобы выявить источник повышения коэффициентов смертности, были проанализированы три гипотезы: воздействия факторов врожденных, социальных и факторов физического характера. Гипотезы воздействия врожденных и социальных факторов даже при наличии неясных и противоречивых данных, полученных из других источников, были отчасти подтверждены с помощью корреляционного анализа. Страны, где коэффициенты смертности в 1925 г. были минимальными (что, возможно, обеспечивало выживание большего числа детей, чье здоровье ослаблено от рождения) и где стрессовые нагрузки и мобильность предполагаются максимальными (что, возможно, повышало коэффициенты смертности мужчин от сердечно-сосудистых заболеваний), продемонстрировали наиболее значительное ухудшение коэффициентов смертности взрослых мужчин. Однако корреляции были слабыми и стали пренебрежимо малыми после того, как был рассмотрен и учтен фактор физического характера, а именно курение сигарет.

В совокупности дополнительные доказательства воздействия этого последнего фактора представляются, по сути дела, неопровержимыми. Данные статистических обследований общепризнанны и убедительны; рост числа курящих весьма интенсивен; курение поражает взрослых мужчин в большей степени, чем другие группы населения; болезни, связанные с курением, вызывают отклонения коэффициентов смертности; изменение коэффициентов смертности произошло в той пропорции и с такой интенсивностью, как это было предсказано в исследованиях смертности курящих. Если к тому же учесть еще и очень тесную связь ($r=0{,}721$ или $0{,}857$) между склонностью населения страны к курению и изменениями смертности от трех связанных с курением болезней, то трудно не прийти к выводу, что именно курение определяет закономерности чрезмерно высокой смертности взрослых мужчин. Современные ненормальные коэффициенты смертности мужчин в старших возрастах вовсе не представляют собой результат зловещих действий природы или враждебных социальных сил; по-видимому, они в значительной степени определяются действиями самих людей и отнюдь не неизбежны.

ПРИЛОЖЕНИЕ А

СТАНДАРТИЗОВАННЫЕ ПО ВОЗРАСТУ КОЭФФИЦИЕНТЫ СМЕРТНОСТИ МУЖЧИН ОТ СЕРДЕЧНО-СОСУДИСТЫХ ЗАБОЛЕВАНИЙ, РАКА И БРОНХИТА В 1931 г. И В 1963 г.

(в расчете на 100 000 человек)*

Страна	Год	Рак (1931 г. : 45—53) (1963 г. ; A44—57,59)		Сердечно-сосудистые заболевания (1931 г. : 82, 90—103) (1963 г. : B22, 24—29; A85, 86)		Бронхит (1931 г. : 106) (1963 г. : B32)*	
		${}_{25}m_{5}$ (1)	${}_{10}m_{40}$ (2)	${}_{25}m_{5}$ (3)	${}_{30}m_{40}$ (4)	${}_{20}m_{5}$ (5)	${}_{30}m_{40}$ (6)
США	1963	9,6	293	6,1	825	0,1	6
	1931	4,2	201	18,1	668	0,3	4
Бельгия	1963	9,8	351	5,7	576	0,3	30
	1935	3,6	179	17,6	491	4,6	56
Дания	1963	12,6	301	2,8	491	0,0	20
	1931—1940	4,2	244	6,6	347	0,3	17
Германия	1963**	9,7	319	4,0	512	0,1	5
	1932	2,8	254	8,5	391	0,5	12
Италия	1963	10,0	303	8,6	488	0,3	14
	1931	4,5	170	14,7	457	1,7	31
Нидерланды	1963	10,3	322	3,7	418	0,0	25
	1931	4,4	250	6,2	320	1,2	20
Норвегия	1963	9,5	225	2,4	477	0,0	8
	1931	12,0	240	10,6	296	0,2	7
Португалия	1963	9,9	224	7,6	429	1,1	57
	1930	2,2	111	18,7	438	2,3	40
Швеция	1963	9,2	216	3,7	429	0,4	3
	1931—1940	3,5	220	13,6	406	0,7	4
Англия и Уэльс	1963	9,7	362	5,1	654	0,7	124
	1931	4,0	290	16,4	527	2,3	71
Шотландия	1963	9,1	422	6,8	819	0,6	129
	1933	5,0	306	20,2	575	1,8	101
Австралия	1963	9,4	258	4,8	775	0,2	43
	1934	3,0	202	11,5	393	0,4	12
Новая Зеландия	1963	14,7	262	4,6	671	0,2	45
	1931	6,4	234	12,7	445	0,3	11
Испания	1960	3,8	173	6,3	442	0,3	54
	1931	1,9	160	40,6	600	8,8	100
Франция	1963	8,2	336	4,8	390	0,8	5
	1930	3,6	185	16,7	453	4,0	38

* После названий указаны шифры причин смерти по Международной классификации болезней и причин смерти (МКБ) для 1931 г. в соответствии с Четвертым пересмотром (1929 г.), для 1963 г. в соответствии с Седьмым пересмотром (1955 г.).— *Прим. ред.*

** В 1963 г.— данные для ФРГ.— *Прим. ред.*

Источники: 1963 г.— [43]; предыдущие годы — национальные публикации данных о естественном движении населения.

ПРИЛОЖЕНИЕ Б

КОЭФФИЦИЕНТЫ СМЕРТНОСТИ, ИСПОЛЬЗОВАННЫЕ ПРИ ПРОВЕРКЕ ГИПОТЕЗЫ ВОЗДЕЙСТВИЯ ВРОЖДЕННЫХ ФАКТОРОВ (СТАНДАРТИЗОВАННЫЕ ПО ВОЗРАСТУ, В РАСЧЕТЕ НА 100 000 ЧЕЛОВЕК)

Страна	${}_{35}m_{5}^{1925}$ (1)	${}_{35}m_{5}^{1963}$ (2)	${}_{30}m_{40}^{1963}$ (3)
Норвегия	375	81	1 014
Швеция	310	81	924
Бельгия	322	95	1 413
США	296	111	1 538
Шотландия	286	81	1 697
Англия и Уэльс	262	75	1 404
Австралия	218	101	1 394
Новая Зеландия	201	93	1 252
Нидерланды	215	72	1 042
Франция	285	90	1 394
Австрия	318	112	1 403
Германия*	279	107	1 366
Португалия	528	129	1 324
Испания	485	98	1 138
Италия	395	104	1 274
Дания	210	71	1 061

Коэффициент корреляции

$r_{13} = -0{,}066$

$r_{23} = 0{,}383$

$r_{12} = 0{,}558$

Частный коэффициент корреляции

$r_{13,2} = -0{,}365$

* В 1963 г.— данные для ФРГ.— *Прим. ред.*

ЗНАЧЕНИЯ ПЕРЕМЕННЫХ, ИСПОЛЬЗОВАННЫЕ ПРИ ПОПЕРЕЧНОМ АНАЛИЗЕ В РАЗРЕЗЕ СТРАН

Страна	X_1 Потребление сигарет, 1935 г., на одного взрослого (1)	X_2 Потребление сигарет, 1962 г., на одного взрослого (2)	X_3 Показатель дохода, 1960 г., на душу населения (3)	X_4 Доля мужчин, занятых в сельском хозяйстве, 1960 г. (4)	X_5 Абсолютное изменение переменной X_4 с 1910 г. (5)	X_6 Процент населения, живущего в городах с численностью более 100 000 человек, 1960 г. (6)	X_7 Процент населения, живущего в городах с численностью более 20 000 человек, 1960 г. (7)
Шотландия	1 590*	2 680*	100*	7,0	4,0	35,9	52,9
Англия и Уэльс	1 590*	2 680*	100*	6,5	1,6	36,1	69,3
США	1 450	3 900	140	8,6	24,6	40,5	66,9
Бельгия	790	1 700	74	8,2	8,2	9,2	34,2
Австралия	1 623	3 163	106	13,3	10,9	54,4	62,9
Дания	470	1 500	87	22,9	18,8	34,2	48,5
Нидерланды	680	1 810	73	12,5	15,9	35,3	51,8
Новая Зеландия	1 518	3 220	95	17,7	8,4	37,3	58,0
Норвегия	529	1 020	83	24,1	15,4	19,0	33,1
Швеция	380	1 270	125	17,9	28,4	20,8	39,3
Австрия	860	1 770	66	18,0	38,9	32,1	38,2
Германия**	720	1 230	86	9,6	25,5	30,4	47,2
Испания	390	1 200	31	41,3	14,8	27,9	45,3
Италия	515	1 510	53	27,6	27,8	24,7	47,0
Португалия	545	1 010	28	47,6	9,9	11,7	21,2
Франция	530	1 410	75	20,0	21,7	18,0	37,4

* Значения для Соединенного Королевства, т. е. применимы как к Шотландии, так и к Англии и Уэльсу.

** В 1963 г.— данные для ФРГ.— *Прим. ред.*

Источники: Для X_1 и X_2 — [35]; X_3 — [2]; X_4 — [16]; X_5 — [22]; X_6 и X_7 — [39].

БИБЛИОГРАФИЯ

1. Anderson A. C. Life time inter-occupational mobility patterns in Sweden. *Acta sociologica,* 1, 1955.

2. Beckerman W. and Bacon R. International comparisons of income levels: a suggested new measure. *The Economic Journal,* September, 1966.

3. Berkson J. Smoking and lung cancer. Some observations on two recent reports. *J. Amer. Statist. Ass.,* 53, 1958.

4. Case R. A. M. Cohort analysis of cancer mortality in England and Wales, 1911—1954, by site and sex. *Brit. J. Prev. and Soc. Med.,* 10, 1956.

5. Coale A. J. and Demeny P. Regional model life tables and stable populations. Princeton, 1966.
6. Davis Kingsley. The urbanization of the human population. *Cities*. New York, 1965.
7. Dorn H. F. Mortality. — In: Hauser P. M. and Duncan O. D. (Eds.). *The study of population. An inventory and appraisal.* Chicago, 1959.
8. Duncan O. D. The trend of occupational mobility in the United States. *American Soc. Rev.*, 30, 4, 1965.
9. Eldridge Hope T. and Thomas Dorothy S. Demographic analysis and interrelations, Vol. III. Population redistribution and economic growth. The United States 1870—1950. Philadelphia, 1964.
10. Failla G. The aging process and somatic mutations. — In: Strehler B. L. (Ed.). *The biology of aging: a symposium.* Washington, 1960.
11. Haenszel William, Shimkin Michael and Miller Herman. Tobacco smoking patterns in the United States. *Public Health Service, Public Health Monograph 45.* Washington, 1956.
12. Hammond E. G. Smoking in relation to the death rates of one million men and women. — In: *Epidemiological approaches to the study of cancer and other chronic diseases.* W. Haenszel (Ed.). National Cancer Institute Monograph 19, 1966.
13. Hammond E. G. Smoking in relation to mortality and morbidity. Findings in first 34 months of follow-up in a prospective study started in 1959. *J. National Cancer Inst.*, 32, 1964.
14. Herdan G. Causes of excess male mortality in man. *Acta Genetica et Statistica Medica,* 3, 1952.
15. Hertzler J. O. Some tendencies toward a closed class system in the United States. *Social forces*, 30, 1952.
16. International Labour Organization, *Yearbook,* 1965.
17. Kahn H. A. The Dorn study of smoking among U. S. veterans. Report on eight and one-half years of observation. — In: Haenszel W. (Ed.). *Epidemiological approaches to the study of cancer and other chronic diseases.* 1966.
18. Kermack W. O., McKendrick A. G. and McKinlay P. L. Death rates in Great Britain and Sweden. Some general regularities and their significance. *The Lancet,* 226, 1934.
19. Keyfitz N. and Flieger W. *World population.* Chicago, 1968.
20. Kitagawa Evelyn M. and Hauser P. M. Education differentials in mortality by cause of death: United States, 1960. *Demography,* 5, 1, 1968.
21. League of Nations Health Organization. Mortality from tuberculosis. *Monthly Epidemiological Report,* 15th March, 1931.
22. League of Nations, *Yearbook*, 1929.
23. Ledermann S. Alcool, alcoolisme, alcoolisation. Paris, 1964.
24. Lipset S. M. and Bendix R. Social mobility in industrial society. Berkley, 1963.
25. Logan W. P. D. Mortality in England and Wales from 1848 to 1947. *Population Studies,* № 4, 1950.
26. Malmros. H. The relation of nutrition to health. *Acta Medica Scandinavia Supplementum,* 246, 1950.

27. Mortensen J. M., Stevenson T. T. and Whitney L. H. Mortality due to coronary disease analysed by broad occupational groups. *Arch. Industrial Health,* 19, 1959.
28. Pearl R. The search for longevity. *Scientific Monthly,* 46, 1939.
29. Russek H. I. Stress, tobacco and coronary disease in North American professional groups. J. *Amer. Med. Assn,* 192, 1965.
30. Spiegelman M. Mortality in the United States. A review and evaluation of special reports of the National center for Health statistics. *Demography,* 5, 1, 1968.
31. Spiegelman M. An international comparison of mortality rates at older ages. *Proceedings of the World Population Conference,* Rome, 1954, Vol. I.
32. Springett V. H. A comparative study of tuberculosis mortality rates. *Jour. Hyg.,* 48, 3, 1950.
33. Stolnitz G. J. A century of international mortality trends. II. *Population Studies,* 10, I, 1956.
34. *а*) Syme S. L., Hyman M. M. and Enterline P. E. Cultural mobility and the occurence of coronary heart disease. *J. Health and Human Behavior,* 6, 1965; *б*) Some social and cultural factors associated with the occurrence of coronary heart disease. *J. Chronic Dis.,* 17, 1964.
35. Todd G. F. (Ed.). Tobacco consumption in various countries. *Tobacco Research Council, Research Paper № 6,* London, 1963.
36. Todd G. F. Statistics of smoking in the United Kingdom. London, 1966.
37. Tulder van J. J. M. Occupational mobility in the Netherlands from 1919 to 1954. *Third World congress of sociology, Transactions,* Vol. III. London, 1956.
38. Tyroler H. A. and Cassel J. Health consequences of cultural change, II. The effects of urbanization on coronary heart mortality in rural residents. *J. Chronic Dis.,* 17, 1964.
39. United Nations. Demographic yearbook, 1962 and 1963, New York, 1963, 1964.
40. United Nations. Demographic Yearbook, 1966 and 1967, New York, 1967, 1968.
41. U. S. Bureau of the Census. Mobility of the population of the United States. March 1963 to March 1964. *Current Population Reports,* Series P-20, № 141, 1965.
42. U. S. Department of Health, Education and Welfare Advisory Committee to the Surgeon General of the Public Health Service. *Smoking and health.* Washington, 1964.
43. W. H. O. Annual Epidemiological and Vital Statistics, 1963.

Перевод *В. Л. Гольмана*

Томас Гревилл

ТАБЛИЦЫ СМЕРТНОСТИ ПО ПРИЧИНАМ СМЕРТИ

Thomas N. E. Greville. Mortality tables analyzed by cause of death. *American Institute of Actuaries.* The record. Vol. XXXVII, № 75, 76, 1948, pp. 283—294.

ВВЕДЕНИЕ

В данной работе рассматриваются теория, методика построения и возможные применения особого типа таблицы множественного выбытия, в которой видам выбытия соответствуют смерти, вызванные разными причинами или группами родственных причин. Ввиду особого характера рассматриваемого процесса выбытия такая таблица смертности имеет некоторые отличия от обычных типов таблиц множественного выбытия. Она дает ответы на ряд интересных вопросов, например: какова доля лиц в определенном возрасте, которые в условиях смертности, отраженных в табличных коэффициентах, когда-либо умрут от туберкулеза, рака либо от несчастных случаев (accidental causes), или насколько увеличилась бы средняя продолжительность жизни при полном устранении одной из этих причин смерти.

Стимулом для развития методов численного измерения эффекта от устранения некоторых причин смерти явился спор медиков в первой половине XVIII в. об эффективности прививок. Почти одновременно Бернулли, Даламбер и Лаплас создали методы для определения изменений, которые произойдут в численности населения вслед за устранением оспы как причины смерти. Конкретное решение, основанное на определенных гипотетических предположениях, впоследствии обобщенных Лапласом, дал Бернулли [2]; в это же время независимо от них Даламбер [1] предложил аналогичный метод, воспользовавшись геометрическими построения-

ми. Однако лишь через 100 лет, в 1867 г. Мейкхем* [9, с. 325—358] впервые сформулировал закон о сложении сил, обусловливающих выбытие [из совокупности], и применил его для развития теории смертности по причинам смерти. Этот более прямой и непосредственный подход к проблеме измерения эффекта от устранения причин смерти и лег в основу теоретических положений, развиваемых в этой работе и более подробно излагаемых в следующих ее разделах. В последнее время Карн [7, с. 279—326] вновь вывел формулы, предложенные Бернулли, Даламбером и другими, и применил их теоретические положения к современному уровню смертности для того, чтобы определить, насколько увеличилась бы продолжительность жизни при устранении каждой в отдельности таких причин смерти, как рак, легочный туберкулез и болезни сердца. В 1927 г. Деблин, Копф и Лотка [3, с. 299—333] опубликовали статью, в которой разложили табличные числа смертей на их главные компоненты, обусловленные смертностью от отдельных причин, и проанализировали эти компоненты актуарными методами. Позднее Деблин и Лотка [4] дали общедоступный очерк некоторых результатов, полученных путем анализа таблиц смертности населения США за 1930 г. по причинам смерти.

АНАЛИЗ ТАБЛИЦ СМЕРТНОСТИ ПО ПРИЧИНАМ СМЕРТИ

Основной чертой рассматриваемого в данной работе типа таблиц смертности служит подразделение табличных чисел умерших d_x на несколько частей, соответствующих разным причинам или группам причин смерти. Очевидно, что невозможно предусмотреть в таблице отдельный столбец для каждой из нескольких сотен причин, содержащихся в Международной номенклатуре причин смерти. Кроме того, вероятно, целесообразно в работе подобного рода рассматривать некоторые группы связанных одна с другой причин как единый класс, например рассматривать вместе рак и другие злокачественные опухоли или все формы туберкулеза. На

---

* В демографической литературе на русском языке фамилию Makeham традиционно передают (за исключением М. В. Птухи) как Макегам. Согласно современным правилам практической транскрипции ее правильнее передавать как Мейкхем. — *Прим. ред.*

практике для этой цели разные причины смерти будут, по-видимому, сгруппированы примерно в 10—20 классов, включая группу «прочие причины смерти». В данной работе мы избежим связанных с этим неудобств, употребляя слово «причина» в единственном числе для обозначения одной из образованных таким образом групп причин.

В связи с небольшим числом смертных случаев в определенных возрастах от некоторых причин часто бывает желательно пользоваться не одногодичными, а более крупными возрастными интервалами. Применим здесь символ ${}_nd_x$ для обозначения общего числа смертей в таблице смертности между возрастами x и $x+n$, или, иными словами, ${}_nd_x = l_x - l_{x+n}$. Обозначим через m число причин, а через ${}_nd^i{}_x$ число смертей от причины i в возрастном интервале от x до $x+n$. Тогда

$$\sum_{i=1}^{m} {}_nd_x{}^i = {}_nd_x \cdot$$

Пусть $l^i{}_x$ будет означать в таблице смертности численность тех из совокупности доживших до возраста x, кто когда-либо умрет от i-й причины. Таким образом, $l^i{}_x$ есть сумма величин ${}_nd^i{}_x$ для всех возрастных интервалов от возраста x до конечного возраста, ограничивающего таблицу смертности, а также

$$\sum_{i=1}^{m} l_x^i = l_x. \qquad (1)$$

Если обозначить через ${}_\infty p^i{}_x$ долю в числе доживших до возраста x тех лиц, которые умрут когда-либо от i-й причины, то имеем:

$${}_\infty p_x{}^i = \frac{l_x^i}{l_x} \cdot$$

Обозначим через ${}_nL_x$ разность $T_x - T_{x+n}$ — число лет, прожитых в возрастах от x до $x+n$ совокупностью людей, доживших до точного возраста x, численность которой равна l_x. Тогда

$${}_nL_x^i = \int_0^n l_{x+t}^i dt, \quad T_x^i = \int_0^\infty l_{x+t}^i dt,$$

$$\sum_{i=1}^{m} {}_nL_x^i = {}_nL_x; \quad \sum_{i=1}^{m} T_x^i = T_x.$$

Пусть μ^i_x моментный коэффицент смертности от причины i в точном возрасте x. Очевидно, что в моментном представлении величина μ^i_x есть отношение, числитель которого измеряет степень уменьшения той части l_x, которая представлена функцией l^i_x, поскольку смертные случаи, вызванные i-й причиной, оказывают воздействие только на эту часть l_x. Иными словами,

$$\mu^i_x = -\frac{1}{l_x}\,\frac{dl^i_x}{dx}\,.$$

Из этого уравнения и из уравнения (1) сразу следует, что

$$\mu_x = \sum_{i=1}^{m} \mu^i_x\,.$$

Полученное соотношение и есть упомянутый ранее закон сложения сил смертности, сформулированный Мейкхемом [9, с. 325—358] следующим образом: «Общая сила смертности равна сумме нескольких частичных сил» (см. также [10, с. 317—322], [11, с. 41—46], [16, с. 234—277], [17, с. 104—105]).

В дальнейшем нам понадобится соотношение между значениями частичной силы смертности μ^i_{x+t} в данном возрастном интервале и числом умерших ${}_nd^i_x$. Запишем сначала

$${}_nd^i_x = \int_0^n l_{x+t}\,\mu^i_{x+t}\,dt. \qquad (2)$$

Определим теперь функцию r^i_x как

$$r^i_x = \frac{\mu^i_x}{\mu_x}\,,$$

или, иными словами,

$$\mu^i_x = r^i_x\,\mu_x\,. \qquad (3)$$

Тогда уравнение (2) можно записать в виде

$${}_nd^i_x = \int_0^n r^i_{x+t} l_{x+t}\,\mu_{x+t}\,dt. \qquad (4)$$

Применим интегральную теорему о средних, которая может быть сформулирована следующим образом[1].

Пусть f(x) *и* s(x) *интегрируемые функции и функция* f(x) *непрерывна в интервале* $a \leqslant x \leqslant b$, *а* $s(x)$ *не меняет своего знака в этом интервале. Тогда существует по крайней мере одна точка* z *внутри этого интервала, такая, что*

$$\int_a^b f(x)s(x)dx = f(z)\int_a^b s(x)dx, \quad (a<z<b).$$

Из уравнения (4) вытекает, что произведение $l_{x+t}\mu_{x+t}$ всегда положительно, и естественно предположить, что $r^i{}_{x+t}$ есть величина непрерывная. Отсюда следует

$${}_nd_x^{\,i} = r_z{}^i \int_0^n l_{x+t}\mu_{x+t}dt \quad ;$$

или

$${}_nd_x^{\,i} = r_z{}^i{}_nd_x, \quad \text{где} \quad x<z<x+n. \tag{5}$$

Обозначим через ${}_nd_x^{-i}$, l_x^{-i}, ${}_\infty p_x^{-i}$, μ_x^{-i} и r_x^{-i} соответствующие величины, относящиеся к сумме *всех* причин, *за исключением* i-й причины. Тогда

$$\begin{aligned}
{}_nd_x^{-i} &= {}_nd_x - {}_nd_x^{\,i}; \qquad {}_nL_x^{-i} = {}_nL_x - {}_nL_x^{\,i}; \\
l_x^{-i} &= l_x - l_x^{\,i}; \qquad T_x^{-i} = T_x - T_x^{\,i}; \\
{}_\infty p_x^{-i} &= 1 - {}_\infty p_x^{\,i}; \qquad r_x^{-i} = 1 - r_x^{\,i}; \\
\mu_x^{-i} &= \mu_x - \mu_x^{\,i}.
\end{aligned} \tag{6}$$

УСТРАНЕНИЕ ОТДЕЛЬНЫХ ПРИЧИН СМЕРТИ

Рассмотрим специальную таблицу смертности, цель которой — измерить уровень смертности при условии, что i-я причина смерти полностью устранена и перестала действовать. Функции в этой специальной таблице отметим верхним индексом $(-i)$ в соответствии с системой обозначений, введенной Виссом [18, с. 111—143].

---

[1] Доказательство этой теоремы см. в [12, 163—164] и [14].

Таким образом, скобки помогут нам отличать эти функции от соответствующих функций основной таблицы смертности, относящихся к сумме всех причин, кроме i-й. При составлении такой специальной таблицы смертности общую силу смертности $\mu_x^{(-i)}$ примем равной μ_x^{-i}. Тем самым допускается, что различные заболевания и другие обстоятельства, которые могут быть причиной смерти, полностью независимы одно от другого. Строго говоря, это, конечно, не точно, так как данная болезнь вполне может повлиять на организм человека и сделать его более восприимчивым к иным заболеваниям. Напротив, возможно и то, что перенесение какого-то заболевания создает повышенную сопротивляемость по отношению к другим болезням. Однако такое допущение приходится сделать, поскольку очевидно, что учесть все эти взаимосвязи весьма трудно, если вообще возможно.

Во всех случаях предполагается также, что корень специальной таблицы тот же, что и корень основной таблицы смертности, т. е. что $l_0^{(-i)} = l_0$.

В соответствии с принятыми обозначениями индекс (i) указывает на то, что в данном случае действует *лишь* i-*я* причина. С помощью известных соотношений (см., например, [13, с. 16]) получаем

$$\operatorname{colog}_e {}_np_x^{(-i)} = \int_0^n \mu_{x+t}^{-i}\, dt \tag{7}$$

и подобным же образом

$$\operatorname{colog}_e {}_np_x^{(i)} = \int_0^n \mu_{x+t}^{i} dt.$$

Из уравнения (6) следует, что

$$\operatorname{colog}_e {}_np_x^{(-i)}\,{}_np_x^{(i)} = \int_0^n \mu_{x+t} dt = \operatorname{colog}_e {}_np_x.$$

Другими словами, в соответствии с теоремой об умножении вероятностей имеем

$${}_np_x^{(-i)}\,{}_np_x^{(i)} = {}_np_x. \tag{8}$$

Уравнение (7) можно представить в следующем виде:

$$\cdot\operatorname{colog}_e {}_np_x^{(-i)} = \int_0^n r_{x+t}^{-i}\mu_{x+t}\,dt,$$

отсюда на основании теоремы о средних величинах получаем

$$\operatorname{colog}_e {}_np_x^{(-i)} = r_w^{-i}\int_0^n \mu_{x+t}\,dt,$$

или

$$\operatorname{colog}_n p_x^{(-i)} = r_w^{-i}\operatorname{colog}_n p_x, \quad \text{где} \quad x<w<x+n. \qquad (9)$$

Очевидно, что в последней формуле кологарифм может быть взят по любому основанию и, конечно, удобнее всего пользоваться десятичными логарифмами.

СРАВНЕНИЕ СПЕЦИАЛЬНЫХ ТАБЛИЦ СМЕРТНОСТИ С ОСНОВНОЙ ТАБЛИЦЕЙ

Если бы высказанные в предыдущем разделе предложения были полностью реализованы, то наряду с основной таблицей, дифференцированной по причинам смерти, мы получили бы ряд специальных таблиц, показывающих эффект устранения каждой из этих причин. Сравнение специальных таблиц с основной таблицей, во-первых, показывает значение отдельных причин смерти по отношению к другим причинам, во-вторых, обнаруживает некоторые интересные соотношения между показателями специальных таблиц и основной таблицы, которые следует изучить более детально.

Рассмотрим, например, функцию $T_x^{(-i)}$, которая представляет собой в специальной таблице, где i-я причина смерти устранена, общее число человеко-лет, проживаемых после достижения возраста x совокупностью людей, доживших до этого возраста. Ясно, что дополнительно проживаемые годы, представленные разностью $T_x^{(-i)} - l_x^{(-i)} \overset{\circ}{e}_x$, должны быть прожиты только теми, кто в условиях смертности, соответствующих основной таблице, умер бы от причины i. Найдем число лиц из совокупности $l_x^{(-i)}$, доживших до точного возраста x лет, которые

в условиях смертности, отражаемых основной таблицей, умерли бы от причины i в возрасте $x+t$; оно равно $l_x^{(-i)}\,{}_tp_x\mu^i_{x+t}dt$.

В соответствии со специальной таблицей эти люди не умирают в интервале возраста $x+t$, а продолжают в среднем жить $\overset{\circ}{e}{}^{(-i)}_{x+t}$ дополнительных лет. Следовательно, надо ожидать, что

$$T_x^{(-i)} - l_x^{(-i)}\overset{\circ}{e}{}^{(-i)}_x = l_x^{(-i)}\int\limits_0^\infty {}_tp_x\overset{i}{\mu}_{x+t}\,\overset{\circ}{e}{}^{(-i)}_{x+t}dt\ .$$

Разделив это выражение на $l_x^{(-i)}$, мы получим интересное соотношение:

$$\overset{\circ}{e}{}^{(-i)}_x - \overset{\circ}{e}_x = \int\limits_0^\infty {}_tp_x\overset{i}{\mu}_{x+t}\,\overset{\circ}{e}{}^{(-i)}_{x+t}dt.$$

Поучительно математическое доказательство этого соотношения. Так, как $\mu^i_{x+t} = \mu_{x+t} - \mu^{-i}_{x+t}$, правая часть уравнения может быть представлена в следующем виде:

$$\int\limits_0^\infty {}_tp_x\mu_{x+t}\,\overset{\circ}{e}{}^{(-i)}_{x+t}dt = \int\limits_0^\infty {}_tp_x\overset{-i}{\mu}_{x+t}\,\overset{\circ}{e}{}^{(-i)}_{x+t}dt.$$

Первый из интегралов может быть взят по частям, если учесть, что

$$\frac{d}{dt}({}_tp_x) = -\,{}_tp_x\mu_{x+t} \quad \text{и} \quad \frac{d}{dx}(\overset{\circ}{e}_x) = \mu_x\overset{\circ}{e}_x - 1$$

[13, с. 17, 212]. Это дает

$$[-\,{}_tp_x\overset{\circ}{e}{}^{(-i)}_{x+t}]_0^\infty + \int\limits_0^\infty {}_tp_x[\overset{-i}{\mu}_{x+t}\,\overset{\circ}{e}{}^{(-i)}_{x+t} - 1]\,dt =$$

$$= \overset{\circ}{e}{}^{(-i)}_x + \int\limits_0^\infty {}_tp_x\overset{-i}{\mu}_{x+t}\,\overset{\circ}{e}{}^{(-i)}_{x+t}\,dt - \overset{\circ}{e}_x\ .$$

Подставив полученную величину в исходное уравнение, мы получаем искомый результат.

Несколько модифицируем предпосылки, на которых основана эта формула. Возьмем фактические числа

умерших от i-й причины в данном календарном году для каждого возраста x и умножим их на соответствующие величины $\overset{\circ}{e}{}_x^{(-i)}$, а затем суммируем их по всем возрастам. Результат есть потенциальное число человеко-лет жизни, потерянных в результате смертности от определенной причины в данном календарном году.

Полезно также рассмотреть совокупность лиц $l_0{}^i$, которые в соответствии с основной таблицей когда-либо умрут от i-й причины, и выяснить, какие изменения произойдут в этой совокупности в условиях смертности специальной таблицы. Обозначим через $l_x^{(-[i])}$ число лиц из этой совокупности, согласно специальной таблице доживающих до возраста x. Оно складывается из двух элементов: (1) числа лиц $l^i{}_x$, доживших до возраста x в основной таблице, и (2) числа лиц $l_x^{(i)} - l_x$, умерших к возрасту x в основной таблице, но доживших до этого возраста в специальной таблице. Следовательно,

$$l_x^{(-[i])} = l_x^{(-i)} - l_x + l_x^i = l_x^{(-i)} - l_x^{-i}$$

и значит

$$T_x^{(-[i])} = T_x^{(-i)} - T_x^{-i} \quad .$$

Еще одна интересная проблема — определить среднее число лет, проживаемых дополнительно в соответствии со специальной таблицей совокупностью $l^i{}_x$ лиц, которые были живы к возрасту x лет в основной таблице. Общее число этих дополнительно прожитых человеко-лет составит

$$\int_0^\infty l_{x+t}\, \mu_{x+t}^i\, \overset{\circ}{e}{}_x^{(-i)}\, dt \ .$$

Если величину l_{x+t} заменить $l_x\, {}_tp_x$, то мы получим интеграл, который был вычислен ранее; он равен $l_x(\overset{\circ}{e}{}_x^{(-i)} - \overset{\circ}{e}_x)$. Итак, увеличение числа человеко-лет жизни, прожитых совокупностью $l^i{}_x$, составит

$$\frac{l_x}{l^i{}_x}\,(\overset{\circ}{e}{}_x^{(-i)} - \overset{\circ}{e}_x).$$

Поскольку обе таблицы имеют одинаковый корень, можно получить более простую формулу для возраста 0 лет:

$$\frac{l_0}{l^i_0}\left(\overset{\circ(-i)}{e_0}-\overset{\circ}{e_0}\right)=\frac{l_0}{l^i_0}\left(\frac{\overset{(-i)}{T_0}}{l^{(-i)}_0}-\frac{T_0}{l_0}\right)=\frac{\overset{(-i)}{T_0}-T_0}{l^i_0}\,.$$

Безотносительно к специальной таблице смертности порядок вымирания совокупности l^i_0 лиц, которые в соответствии с основной таблицей когда-либо умрут от i-й причины, можно выделить и положить в основу самостоятельной таблицы смертности. Функции в такой таблице могут быть обозначены верхним индексом $[i]$. Однако очевидно, что $l^{[i]}_x$, ${}_nd^{[i]}_x$, ${}_nL^{[i]}_x$, $T^{[i]}_x$ идентичны соответствующим функциям без скобок. Так как смертность от причины i в основной таблице должна полностью исчерпывать все смерти в данной группе лиц, мы получим

$$l^i_x\,\mu^{[i]}_x=l^i_x\,\mu^i_x\,,$$

или

$$\mu^{[i]}_x=\frac{l^i_x}{l^i_x}\,\mu^i_x\,,$$

а также величину

$$\overset{\circ[i]}{x+e}_x=x+\frac{T^i_x}{l^i_x}\,,$$

указывающую средний возраст смерти лиц, которые умрут от причины i в стационарном населении.

Деблин и Лотка [5, с. 489—490] рассмотрели эффект от устранения двух и более причин смерти одновременно и показали, что выигрыш в продолжительности жизни в этом случае больше, чем сумма выигрышей в продолжительности жизни от устранения каждой из этих причин в отдельности.

МЕТОД ПОСТРОЕНИЯ ТАБЛИЦ СМЕРТНОСТИ ПО ФАКТИЧЕСКИМ ДАННЫМ

До сих пор мы изучали соотношения между функциями специальных таблиц смертности, основываясь на том, что такие таблицы уже существуют. Однако следует рассмотреть метод построения специальных таблиц смертности на основе данных, обычно получаемых статистикой. Предположим, что мы имеем обычную общую таблицу смертности для данного периода, не дифференцированную по причинам, а также данные о числе смер-

тей за этот период по возрастным группам и по причинам смерти. Поскольку в этой части работы будет большое количество формул, которое может полностью обескуражить читателя, укажем сразу, что для вычисления полного набора значений всех функций таблицы смертности нам потребуются лишь уравнения (10), (11), (12), (15) и (17).

Пусть ${}_nD_x$ есть число смертей за рассматриваемый период в возрастах от x до $x+n$ и ${}_nD^i{}_x$ — число умерших от i-й причины из общей совокупности умерших ${}_nD_x$. Далее, следуя Уэку [15, с. 23—54], обозначим через h_x число лиц в исследуемой совокупности, доживающих в рассматриваемый период до точного возраста x. Тогда

$$ {}_nD_x^i = \int_0^n h_{x+t}\, \mu_{x+t}^i\, dt = \int_0^n r_{x+t}^i\, h_{x+t}\, \mu_{x+t}\, dt. $$

По теореме о средних величинах находим

$$ {}_nD_x^i = r_u^i \int_0^n h_{x+t}\, \mu_{x+t}\, dt\ , $$

или

$$ {}_nD_x^i = r_u^i\, {}_nD_x, \quad \text{где } x \leqslant u < x+n. $$

Ввиду того, что величины ${}_nD_x$ и ${}_nD^i{}_x$ обычно приводятся в статистических отчетах, величины $r^i{}_u$ легко вычислить по формуле

$$ r_u^i = \frac{{}_nD_x^i}{{}_nD_x}\ . \tag{10} $$

Отметим далее, что каждый из возрастов u, w (из уравнения (9)) и z (из уравнения (5)) представляет собой некоторый средний возраст в интервале от x до $x+n$. Поскольку можно ожидать, что при изменении величины t от 0 до n значение $r^i{}_{x+t}$ меняется незначительно, мы имеем все основания допустить, что

$$ r_u^i = r_w^i = r_z^i\ . $$

Подставив эти приближенные величины в формулы (5) и (9), мы получим приближенные формулы:

$$ {}_nd_x^i = r_v^i\, {}_nd_x \tag{11} $$

и $$\operatorname{colog}_n p_x^{(-i)} = r_u^{-i} \operatorname{colog}_n p_x \cdot \qquad (12)$$

Из равенств (10), (11) и (12) легко получить все функции таблицы смертности, о которых говорилось выше, за исключением столбца L_x и зависящих от него столбцов T_x и $\mathring{e}_x$. Формулы для расчета этих величин будут приведены далее.

Возможность расчетов по формуле (11) уже упоминалась Деблином, Конфом и Лоткой [3, с. 333], хотя они и не пользовались ею в своих работах. Насколько известно автору, формула (12) ранее нигде не приводилась, и поэтому полезно было бы здесь указать точно, в чем состоит ее отличие от формул, примененных для этой цели Деблином, Конфом и Лоткой. Запишем уравнение (8), выразив вероятность дожития через вероятность смерти, получим для ${}_nq_x^{(-i)}$ следующее выражение:

$${}_nq_x^{(-i)} = \frac{{}_nq_x - {}_nq_x^{(i)}}{1 - {}_nq_x^{(i)}} \cdot \qquad (13)$$

С другой стороны, представим величины, входящие в обе части уравнения (12), через вероятность смерти, заменяя $-i$ величиной i, разлагая обе части в ряд и пренебрегая членами, содержащими вторые и более высокие степени вероятностей. Получим следующее выражение:

$${}_nq_x^{(i)} = r_u^{i}\, {}_nq_x \cdot \qquad (14)$$

Уравнение (13) для случая $n=1$ предложено Карном [8, с. 91—101], который приписывает его Деблину и Лотке. Карн, однако, не поясняет, как получить величину $q_x^{(i)}$, которая содержится в этом выражении. Автор в личной переписке установил, что для этой цели послужило уравнение (14) (при $n=1$). Представляется, что для одногодичного возрастного интервала этот метод достаточно точен и имеет то явное преимущество, что в расчетах не участвуют логарифмы. Однако для бо́льших возрастных интервалов, таких, как пятилетние интервалы, по которым обычно разрабатываются данные о причинах смерти, предпочтительнее уравнение (12), которое имеет то преимущество, что ${}_np_x^{(i)}$ и ${}_np_x^{(-i)}$ рассчитываются на основании одной и той же исходной формулы.

Для вывода формулы для величины ${}_nL^i_x$ воспользуемся тем, что величина ${}_nL_x$ может быть получена сложением числа человеко-лет жизни, прожитых в данном интервале возрастов: по n лет для каждого из совокупности l_{x+n} доживших до возраста $x+n$ и t лет для умершего в возрасте $x+t$, где $t<n$. Таким образом,

$$ {}_nL_x = {}_nl_{x+n} + \int_0^n t l_{x+t}\, \mu_{x+t}\, dt\ , $$

аналогично

$$ {}_nL^i_x = {}_nl^i_{x+n} + \int_0^n t l_{x+t}\, \mu^i_{x+t}\, dt\ . $$

Подставив сюда значения μ^i_x из уравнения (3) и применяя теорему о средних величинах к интегралу в правой части уравнения, мы получим

$$ {}_nL^i_x = {}_nl^i_{x+n} + r^i_v \int_0^n t l_{x+t}\, \mu_{x+t}\, dt\ , $$

или

$$ {}_nL^i_x = {}_nl^i_{x+n} + r^i_v\, ({}_nL_x - {}_nl_{x+n}), $$

где $x<v<x+n$. С достаточной достоверностью можно предположить, что $r^i_v = r^i_u$, тогда мы получим следующее приближенное соотношение:

$$ {}_nL^i_x = {}_nl^i_{x+n} + r^i_u\, ({}_nL_x - {}_nl_{x+n}). \qquad (15) $$

Вывод формулы для ${}_nL^{(-t)}_x$ — задача более трудная, так как однократное употребление теоремы о средних величинах не ведет, как в других случаях, к интегралу, который можно было бы оценить на основании известных соотношений. Одна из возможностей состоит в том, чтобы воспользоваться приближенной интегральной формулой, включающей в себя соседние величины $l^{(-t)}_x$. Эти формулы автор привел в одной из прежних работ [6, с. 29—43]. Однако ряд вычислений показал, что в результате ошибок, возникающих если пользоваться приближенными формулами, величины ${}_nL^{(-t)}_x$ иногда в младших возрастах оказываются меньше, чем соответствующие величины ${}_nL_x$. Хотя расхождения в таких случаях относительно крайне невелики, все же такие

абсурдные результаты в работе, предназначенной к публикации, недопустимы.

Формула, свободная от этого дефекта, но дающая постоянное, правда, крайне малое преувеличение ${}_nL_x^{(-t)}$, может быть получена, если предположить, что табличный коэффициент смертности от всех причин суммарно, за исключением причины t, одинаков, независимо от того, вычислен ли он на основе общей таблицы смертности или на основе таблицы, полученной устранением t-й причины смерти. Это допущение не вполне строго, однако такого рода предположения обычно делаются, когда объединяются коэффициенты выбытия, основанные на разных источниках, как например, коэффициенты смертности, полученные одним способом, и коэффициенты потери трудоспособности, рассчитанные другим путем. Этот подход дает нам приближенное соотношение:

$$\frac{{}_nd_x^{(-t)}}{{}_nL_x^{(-t)}} = \frac{{}_nd_x^{-t}}{{}_nL_x}, \tag{16}$$

из которого следует

$${}_nL_x^{(-t)} = \frac{{}_nd_x^{(-t)}}{{}_nd_x^{-t}}\,{}_nL_x. \tag{17}$$

Поскольку ${}_nd_x^{(-t)}$ больше, чем соответствующие величины ${}_nd_x^{-t}$, ясно, что значения ${}_nL_x^{(-t)}$, полученные по этой формуле, всегда должны быть больше значений ${}_nL_x$.

Для того чтобы показать, что расчеты, сделанные по этим формулам, преувеличивают ${}_nL_x^{(-t)}$, выразим обе части уравнения (16) в интегральной форме, разделив как числитель, так и знаменатель в левой части на $l_x^{(-t)}$, а в правой части — на l_x. Получим следующее выражение:

$$\frac{\int_0^n {}_tp_x^{(-t)}\,\mu_{x+t}^{-t}\,dt}{\int_0^n {}_tp_x^{(-t)}\,dt} = \frac{\int_0^n {}_tp_x\,\mu_{x+t}^{-t}\,dt}{\int_0^n {}_tp_x\,dt}.$$

Ясно, что каждая часть уравнения представляет собой взвешенное среднее значение величин μ_{x+t}^{-t} в интер-

вале возрастов от x до $x+n$. Темп снижения с возрастом величин ${}_tp_x$ более высок, чем темп снижения величин ${}_tp_x^{(-i)}$; следовательно, среднее значение в правой части уравнения имеет более высокие веса в возрастах, близких к началу интервала. Если $\mu_{x+t}^{(-i)}$ внутри интервала с возрастом увеличивается (а это наблюдается в большинстве случаев), то это значит, что правый член уравнения (16) в действительности несколько меньше, чем левый; обратное наблюдается в уравнении (17). Поскольку эти формулы систематически преувеличивают значение величин ${}_nL_x^{(-i)}$, они представляются нам не вполне удовлетворительными. Однако нам не удалось найти более пригодной для практического применения формулы; кроме того, мы установили, что это систематическое преувеличение крайне невелико и практически не влияет на значения $\overset{\circ}{e}{}_x^{(-i)}$ ожидаемой продолжительности жизни при условии устранения i-й причины смерти.

БИБЛИОГРАФИЯ

1. D'Alembert J. Sur l'application du calcul des probabilités a l'inoculation de la petite vérole. *Opusculus,* Vol. II, 1761.

2. Bernoulli D. De la mortalité causée par la petite vérole et des avantages de l'inoculation pour la prévenir (read in April, 1760, and published in the *Mémoires de l'Académie Royale des Sciences*).

3. Dublin L. I., Kopf E. W, Lotka A. J. The components of death curves, *American Journal of Hygiene,* VII, 1927.

4. Dublin L. I. and Lotka A. J. Length of Life, New York, 1936.

5. Dublin L. I. and Lotka A. J. Uses of the life table in vital statislics, *American Journal of Public Health,* XXVII, 1937.

6. Greville T. N. E. Short methods of constructing abridged life tables, *The Record of the American Institute of Actuaries,* XXXII, 1943.

7. Karn M. N. An inquiry into various death-rates and the comparative influence of certain diseases on the duration of life, *Annals of Eugenics,* IV, 1931.

8. Karn M. N. A further study of methods of constructing life tables when certain causes of death are eliminated, *Biometrika,* XXV, 1933.

9. Makeham W. M. On the law of mortality, *Journal of the Institute of Actuaries,* XIII, 1867.

10. Makeham W. M. On an application of theory of the composition of decremental forces, *Journal of the Institute of Actuaries,* XVIII, 1875.

11. Menge W. O. Actuarial note: forces of decrement in a multipledecrement table, *The Record of the American Institute of, Actuaries,* XXI, 1932.

12. Milne-Thomson L. M. The calculus of finite differences, London, 1933.
13. Spurgeon E. F. Life contingencies. London, 1938.
14. Steffensen J. F. Interpolation, Baltimore, 1927.
15. Weck F. A. The mortality rate and its derivation from actual experience, *The Record of the American Institute of Actuaries*, XXXVI, 1947.
16. Wolfenden H. H. On the formulae for calculating the «exposed to risk» in constructing mortality and other tables from the individual records of insured lives, *Transactions of the Actuarial Society of America*, XLIII, 1942.
17. Woolhouse W. S. B. On an improved theory of annuities and assurances, *Journal of the Institute of Actuaries*, XV, 1869.
18. Wyss H. Die Krebssterblichkeit in der Schweiz, *Mitteilungen der Vereinigung Schweiserischer Versicherungsmathematiker*, № 22, June 1927.

Перевод *К. Ю. Шабурова.*

Вильгельм Ёмиш

ОБ ИЗМЕНЕНИИ ОЖИДАЕМОЙ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТИ ЖИЗНИ В ЕВРОПЕ

W. Oehmisch. Zur Entwicklung der Lebenserwartung in Europa. *Deutsche Gesundheitswesen,* B. 28, 1973, S. 583—586.

Исчисление ожидаемой продолжительности жизни в отдельных странах основывается на расчете таблиц смертности, которые составляются чаще всего только в связи с переписями. Поэтому такие расчеты во многих странах проводятся в разное время и разными методами, и их результаты могут сопоставляться лишь приближенно. Всемирной организацией здравоохранения была вычислена для ряда стран на основе показателей таблиц смертности по пятилетним возрастным группам ожидаемая продолжительность жизни для новорожденных, лиц в возрасте до 1 года и в возрасте 65 лет по единому принципу для обоих полов за 1958 и 1968 гг. Эти показатели вполне сопоставимы. В 1968 г. в Центральной и Восточной Европе наблюдался значительный рост смертности в старших возрастах и вместе с тем снижение ожидаемой продолжительности жизни по сравнению с 1967 г.

Всемирной организацией здравоохранения (ВОЗ) была сделана попытка исчислить ожидаемую продолжительность жизни новорожденных в 1968 г. при элиминировании смертности от 4 важнейших групп причин смертности: от заболеваний сердечно-сосудистой системы, злокачественных новообразований, заболеваний органов дыхания и от несчастных случаев. В ГДР не было необходимых для этого показателей, их нужно было исчислить заново. Поскольку специальная методика расчета, примененная экспертами ВОЗ, была неизвестна,

показатели, полученные для ГДР, незначительно отклоняются от тех значений, которые они имели бы, будучи исчислены по методике ВОЗ.

В этой статье приведены (и представлены в таблицах) показатели ожидаемой продолжительности жизни для 14 европейских стран. На основе полученных разностей между показателями за два периода по каждой стране, а также разностей показателей в среднем по 14 странам была сделана попытка по возможности наглядно и информативно представить результаты исследования.

Ожидаемая продолжительность жизни новорожденных в европейских странах в последние 100 лет почти удвоилась. В рассматриваемый десятилетний период, с 1958 по 1968 г., наступило существенное замедление в увеличении ожидаемой продолжительности жизни, особенно у мужчин (табл. 1). В отдельных странах (ЧССР,

Таблица 1

ОЖИДАЕМАЯ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТЬ ЖИЗНИ НОВОРОЖДЕННЫХ в 1958 и 1968 гг. В 14 ЕВРОПЕЙСКИХ СТРАНАХ, ПО ПОЛУ

Страна	Ожидаемая продолжительность жизни новорожденных					
	мужчины			женщины		
	1958 г.	1968 г.	разность между 1958 и 1968 гг.	1958 г.	1968 г.	разность между 1958 и 1968 гг.
1. ФРГ	66,7	67,7	+1,0	71,8	73,9	+2,1
2. Болгария	67,2	69,3	+2,1	70,7	73,5	+2,8
3. ЧССР, 1967	67,2	67,4	+0,2	72,3	73,8	+1,5
4. Дания	70,5	70,8	+0,3	74,1	75,7	+1,6
5. ГДР	66,7	69,2	+2,5	71,7	74,4	+2,7
6. Франция	67,8	68,2	+0,4	74,0	75,7	+1,7
7. Италия, 1967	66,6	68,4	+1,8	71,3	74,0	+2,7
8. Нидерланды	71,7	71,0	—0,7	75,0	76,6	+1,6
9. Австрия	65,4	66,6	+1,2	71,5	73,5	+2,0
10. Польша	63,3	67,1	+3,8	69,1	74,0	+4,9
11. Швеция	71,6	71,8	+0,2	74,9	76,5	+1,6
12. Швейцария	68,7	70,1	+1,4	74,0	75,8	+1,8
13. Англия и Уэльс	68,0	68,7	+0,7	73,8	74,9	+1,1
14. Венгрия, 1967	65,2	67,0	+1,8	69,5	72,1	+2,6
В среднем	67,6	68,8	+1,2	72,4	74,6	+2,2

Таблица 2

ОЖИДАЕМАЯ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТЬ ЖИЗНИ В ВОЗРАСТЕ 1 ГОД в 1958 и 1968 гг., ПО ПОЛУ

Страна	Ожидаемая продолжительность жизни у тех, кому исполнился один год							
	мужчины				женщины			
	1958 г.	1968 г.	разность между 1958 и 1968 гг.	разность между средней продолжительностью жизни новорожденных и в возрасте 1 год в 1968 г.	1958 г.	1968 г.	разность между 1958 и 1968 гг.	разность между средней продолжительностью жизни новорожденных и в возрасте 1 год в 1968 г.
1. ФРГ	68,5	68,5	+0,0	+0,8	73,1	74,4	+1,3	+0,5
2. Болгария	70,2	70,6	+0,4	+1,3	73,1	74,4	+1,3	+0,9
3. ЧССР, 1967	68,5	68,2	—0,3	+0,8	73,2	74,3	+1,0	+0,5
4. Дания	71,4	71,1	—0,3	+0,3	74,5	75,7	+1,2	0,0
5. ГДР	69,3	69,8	+0,5	+0,6	73,6	74,7	+0,9	+0,3
6. Франция	68,7	68,5	—0,2	+0,3	74,8	75,9	+1,1	+0,2
7. Италия, 1967	69,2	69,9	+0,7	+1,5	73,5	75,2	+1,7	+1,2
8. Нидерланды	72,0	71,1	—0,9	+0,1	75,2	76,5	+1,3	—0,1
9. Австрия	67,4	67,6	+0,2	+1,0	73,2	74,2	+1,0	+0,7
10. Польша	67,7	68,7	+1,0	+1,6	72,7	75,2	+2,5	+1,2
11. Швеция	71,9	71,8	—0,1	0,0	74,9	76,3	+1,4	—0,2
12. Швейцария	69,4	70,3	+0,9	+0,2	74,4	75,9	+1,5	+0,1
13. Англия и Уэльс	68,7	69,1	+0,4	+0,4	74,2	75,1	+0,9	+0,2
14 Венгрия, 1967	68,6	68,9	+0,3	+1,9	72,1	72,1	0,0	+2,5
В среднем	69,4	69,6	+0,2	+0,6	73,8	75,0	+1,2	+0,4
Разность между ожидаемой продолжительностью жизни в возрасте 1 год и новорожденных в 1958 г.				+1,8				+1,3

Дания, Франция, Нидерланды, Швеция) у мужчин началась стабилизация ожидаемой продолжительности жизни или ее снижение. Лишь в тех странах, в которых еще не были окончательно устранены последствия второй мировой войны (Болгария, ГДР, Италия, Польша,

Венгрия), в этот период еще происходит значительное увеличение ожидаемой продолжительности жизни. В среднем по 14 странам ожидаемая продолжительность жизни увеличилась за 10 лет на 1,2 года у мужчин и на 2,2 года у женщин, но, по-видимому, следует ожидать, что в последующие 10 лет это увеличение будет незначительным, а у мужчин оно, возможно, прекратится.

Ожидаемая продолжительность жизни в среднем для 14 стран в 1968 г. была у мужчин 68,8 года, а у женщин 74,6 года, т. е. на 5,8 года выше, чем у мужчин. В среднем за рассматриваемые 10 лет различие между полами увеличилось, в то время как показатели для отдельных стран колеблются вокруг среднего уровня незначительно.

В ГДР ожидаемая продолжительность жизни новорожденных была в 1958 г. для обоих полов ниже, чем средняя для 14 стран, а в 1968 г. у мужчин она была выше, и у женщин почти на уровне средней.

Поскольку младенческая смертность по сравнению со смертностью в других возрастных группах (до 60 лет) относительно велика, ожидаемая продолжительность жизни в возрасте 1 год всегда больше, чем для новорожденных. Она составляла в 1968 г. в среднем по 14 странам 69,6 года у мужчин и 75,0 лет у женщин. С 1958 по 1968 г. увеличение составило соответственно 0,2 и 1,2 года (табл. 2). Средняя по 14 странам в 1968 г. была ниже на 3 года у мужчин и на 2 года у женщин по сравнению со страной с самой высокой ожидаемой продолжительностью жизни. Страны с самой высокой ожидаемой продолжительностью жизни — Дания, Нидерланды, Швеция и Швейцария. Колебания разностей показателей (1958 и 1968 гг.) по странам очень незна-

Таблица 3

СРЕДНЕЕ УВЕЛИЧЕНИЕ ОЖИДАЕМОЙ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТИ ЖИЗНИ с 1958 по 1968 гг. В 14 ЕВРОПЕЙСКИХ СТРАНАХ

	Мужчины	Женщины
Новорожденные	1,2 года	2,2 года (из табл. 1)
В возрасте 1 год	0,2 года	1,2 года (из табл. 2)
Разность	1,0 года	1,0 года

чительны (столбцы 3 и 7 табл. 2). Из небольшой сравнительной табл. 3 видно, что снижение младенческой смертности в рассматриваемый период определило повышение ожидаемой продолжительности жизни новорожденных на 1 год. При этом повышение ожидаемой продолжительности жизни новорожденных было обусловлено у мужчин почти полностью, а у женщин только наполовину снижением младенческой смертности. В столбцах 4 и 8 табл. 2 приведены разности между ожидаемой продолжительностью жизни в возрасте 1 год и новорожденных в 1968 г. Эти разности также незначительны и в среднем составляют 0,6 года у мужчин и 0,4 года у женщин. Только в таких странах, как Болгария, Италия, Польша и Венгрия, эта разность остается еще довольно значительной, приблизительно такой, какой она была в 1958 г. в среднем по 14 странам (у муж-

Таблица 4

ОЖИДАЕМАЯ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТЬ ЖИЗНИ В ВОЗРАСТЕ 65 ЛЕТ в 1958 и 1968 гг., ПО ПОЛУ

Страна	Ожидаемая продолжительность жизни в возрасте 65 лет					
	мужчины			женщины		
	1958 г.	1968 г.	разность между 1958 и 1968 гг.	1958 г.	1968 г.	разность между 1958 и 1968 гг.
1. ФРГ	12,5	12,3	—0,2	14,4	15,3	+0,9
2. Болгария	14,5	13,7	—0,8	15,7	15,2	—0,5
3. ЧССР, 1967	12,6	12,1	—0,5	14,4	15,0	+0,6
4. Дания	13,8	13,7	—0,1	15,2	16,4	+1,2
5. ГДР	12,9	13,1	+0,2	15,3	15,8	+0,5
6. Франция	13,1	12,7	—0,4	16,1	16,6	+0,5
7. Италия, 1967	13,3	13,3	0,0	15,1	15,9	+0,8
8. Нидерланды	14,3	13,7	—0,6	15,6	16,5	+0,9
9. Австрия	12,3	11,8	—0,5	14,8	15,1	+0,3
10. Польша	13,0	13,0	0,0	15,2	16,2	+1,0
11. Швеция	14,0	14,0	0,0	15,4	16,3	+0,9
12. Швейцария	13,2	13,3	+0,1	15,2	16,2	+1,0
13. Англия и Уэльс	12,0	11,9	—0,1	15,2	15,8	+0,6
14. Венгрия, 1967	12,6	12,5	—0,1	14,0	14,5	+0,5
В среднем	13,2	12,9	—0,2	15,1	15,8	+0,7

чин 1,8 года, у женщин 1,3 года; последняя строка табл. 2).

Ожидаемая продолжительность жизни в возрасте 65 лет в 1968 г. была в среднем по 14 странам у мужчин 12,9 года, у женщин 15,8 года. Разность между полами в ожидаемой продолжительности жизни с 1958 г. увеличилась почти на год. Это почти полностью определяется увеличением разницы в ожидаемой продолжительности жизни новорожденных мальчиков и девочек (ср. табл. 1 и табл. 4). У мужчин с 1958 по 1968 г. в среднем произошло уменьшение ожидаемой продолжительности жизни на 0,2 года, так что практически во

Таблица 5а

ОЖИДАЕМАЯ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТЬ ЖИЗНИ НОВОРОЖДЕННЫХ ПРИ ГИПОТЕЗЕ ИСКЛЮЧЕНИЯ СМЕРТНОСТИ ОТ ОДНОЙ ИЗ ВАЖНЕЙШИХ ПРИЧИН СМЕРТИ, 1968 г., МУЖЧИНЫ

Страна	Ожидаемая продолжительность жизни новорожденных	Ожидаемая продолжительность жизни новорожденных без одной из следующих причин смерти							
		от сердечно-сосудистых заболеваний	разность (2)—(1)	от рака	разность (4)—(1)	от заболеваний органов дыхания	разность (6)—(1)	от несчастных случаев	разность (8)—(1)
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1. ФРГ	67,7	73,7	6,0	70,2	2,5	68,4	0,7	69,3	1,6
2. Болгария	69,3	76,7	7,4	71,7	2,4	71,9	2,6	70,8	1,5
3. ЧССР, 1967	67,4	74,4	7,0	70,3	2,9	68,6	1,2	68,9	1,5
4. Дания	70,8	80,0	9,2	73,6	2,8	71,5	0,7	72,1	1,3
5. ГДР	69,2	75,8	6,6	71,7	2,5	70,5	1,3	71,5	2,3
6. Франция	68,2	72,5	4,3	71,0	2,8	69,0	0,8	70,0	1,8
7. Италия, 1967	68,4	75,5	7,1	70,9	2,5	69,7	1,3	69,7	1,3
8. Нидерланды	71,0	77,9	6,9	74,3	3,3	71,7	0,7	72,3	1,3
9. Австрия	66,6	72,7	6,1	69,2	2,6	67,6	1,0	68,6	2,0
10. Польша	67,1	73,2	6,1	69,5	2,4	68,2	1,1	68,8	1,7
11. Швеция	71,8	80,3	8,5	74,0	2,2	72,4	0,6	73,0	1,2
12. Швейцария	70,1	77,1	7,0	72,8	2,7	70,7	0,6	71,7	1,6
13. Англия и Уэльс	68,7	76,1	7,4	71,3	2,6	70,6	1,9	69,5	0,8
14. Венгрия, 1967	67,0	76,5	9,5	69,4	2,4	67,8	0,8	68,1	1,1
В среднем	68,8	75,9	7,1	71,4	2,6	69,9	1,1	70,3	1,5

Таблица 5б

ОЖИДАЕМАЯ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТЬ ЖИЗНИ НОВОРОЖДЕННЫХ ПРИ ГИПОТЕЗЕ ИСКЛЮЧЕНИЯ СМЕРТНОСТИ ОТ ОДНОЙ ИЗ ВАЖНЕЙШИХ ПРИЧИН СМЕРТИ, 1968 г., ЖЕНЩИНЫ

Страна	Ожидаемая продолжительность жизни новорожденных	Ожидаемая продолжительность жизни новорожденных без одной из следующих причин смерти							
		от сердечно-сосудистых заболеваний	разность (2)—(1)	от рака	разность (4)—(1)	от заболеваний органов дыхания	разность (6)—(1)	от несчастных случаев	разность (8)—(1)
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1. ФРГ	73,9	80,5	6,6	76,7	2,8	74,1	0,5	74,6	0,7
2. Болгария	73,5	84,3	10,8	75,4	1,9	75,7	2,2	74,0	0,5
3. ЧССР, 1967	73,8	82,8	9,0	76,3	2,5	74,7	0,9	74,4	0,6
4. Дания	75,7	85,5	9,8	78,9	3,2	76,2	0,5	76,3	0,6
5. ГДР	74,4	81,4	7,0	76,7	2,3	74,9	0,5	75,1	0,7
6. Франция	75,7	80,5	4,8	78,2	2,5	76,5	0,8	76,6	0,9
7. Италия, 1967	74,0	82,9	8,9	76,2	2,2	75,0	1,0	74,4	0,4
8. Нидерланды	76,6	83,7	7,1	79,6	3,0	77,0	0,4	77,3	0,7
9. Австрия	73,5	81,5	8,0	76,3	2,8	74,2	0,7	74,2	0,7
10. Польша	74,0	81,5	7,5	76,4	2,4	74,8	0,8	74,5	0,5
11. Швеция	76,5	86,1	9,6	79,0	2,5	77,2	0,7	77,0	0,5
12. Швейцария	75,8	85,2	9,4	78,4	2,6	76,3	0,5	76,6	0,8
13 Англия и Уэльс	74,9	83,9	9,0	77,6	3,3	76,4	1,5	75,3	0,4
14. Венгрия, 1967	72,1	84,5	12,4	74,5	2,4	72,7	0,6	72,6	0,5
В среднем	74,6	83,2	8,6	77,2	2,6	75,4	0,8	75,2	0,6

всех странах либо наступила стабилизация, либо произошло уменьшение, в то время как ожидаемая продолжительность жизни у женщин увеличилась во всех странах, кроме Болгарии.

В табл. 5а и 5б представлены результаты полученных ВОЗ вычислений ожидаемой продолжительности жизни новорожденных при гипотезе элиминирования смертности от одной из наиболее распространенных групп причин смерти: болезней сердечно-сосудистой системы, злокачественных новообразований, болезней органов дыхания и несчастных случаев. Показатели для ГДР были вычислены дополнительно. Естественно, что такие нереальные при современном состоянии науки и

практики прогнозы могут вызвать возражения. Но результаты позволят оценить, насколько может быть повышена ожидаемая продолжительность жизни, если удастся полностью устранить одну из этих групп причин смерти. Исключение заболеваний сердечно-сосудистой системы привело бы в среднем к удлинению ожидаемой продолжительности жизни у мужчин примерно на 7,1 года, а у женщин на 8,6 года. При устранении одной из трех других групп причин смерти удлинение было бы значительно меньше. При исключении несчастных случаев повышение ожидаемой продолжительности жизни сравнительно невелико, что создает обманчивое впечатление о роли этой причины, особенно важной в молодых и средних возрастах. В общем таблицы показывают, что достижение возраста 100 лет становится возможным для все большего числа людей. Однако это могут быть только отдельные случаи, в то время как ожидаемая продолжительность жизни 100 лет вообще еще кажется недостижимой.

Перевод *В. А. Беловой.*

Эвелин Китагава

СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКИЕ РАЗЛИЧИЯ В СМЕРТНОСТИ В США И ИХ ЗНАЧЕНИЕ ДЛЯ ДЕМОГРАФИЧЕСКОЙ ПОЛИТИКИ

Evelyn M. Kitagawa. Socioeconomic differences in mortality in the United States and some implications for population policy. In: Demographic and social aspects of population growth, Charles F. Westoff and Robert Parke, Jr., Editors. Vol. I of *Commission research reports*. Washington, D. C.: Government Printing Office, 1972.

ВВЕДЕНИЕ[1]

Общее беспокойство по поводу чрезмерных темпов роста населения в последние годы и признание необходимости контроля рождаемости для предотвращения демографического взрыва привели к появлению в разных странах крупномасштабных программ планирования семьи. Сопутствующее этому повышенное внимание к изучению рождаемости и программам планирования семьи явилось причиной того, что и демографы, и общественность в значительной степени утратили интерес к смертности. Однако смерть остается предметом глубокой озабоченности для человека, семьи, общества и государства на всех уровнях. Сейчас также приходит по-

[1] Основой данного доклада стала готовившаяся к печати монография Эвелин М. Китагава и Филиппа М. Хаузера «Differential mortality in the United States. A study in socioeconomic epidemiology» [7] в серии монографий по статистике естественного движения населения и санитарной статистике Американской Ассоциации здравоохранения. Монография содержит подробные статистические данные о социально-экономических различиях в смертности в США и более полный, чем здесь, их анализ. Она служит основным источником материалов данного доклада, другие источники указаны в ссылках.

нимание того, что снижение смертности становится важнейшим фактором все ускоряющегося роста населения. Поскольку, однако, человеческая жизнь обладает всеобщей ценностью, дальнейшее снижение смертности остается главной целью человечества, а единственным общепризнанным средством сдерживания роста населения — контроль рождаемости.

В XIX в. коэффициенты смертности в Соединенных Штатах резко снизились и соответственно увеличилась продолжительность жизни. Свидетельством тому было увеличение ожидаемой продолжительности жизни при рождении с 25—35 лет в конце XVIII в. (данные приводятся на основе приблизительных оценок по части Филадельфии за 1782—1790 гг., а также Массачусетсу и Нью-Хемпширу примерно за тот же период) до 46,1 года у мужчин и 49,4 года у женщин по стране в 1900—1902 гг. и до 66,8 года у мужчин и 73,2 года у женщин в 1959—1961 гг. [3, с. 36—39; 15, табл. 2 и 3]. Итак, с конца XVIII в. до 1960 г. снижение смертности прибавило к ожидаемой продолжительности жизни при рождении около 40 лет, а с начала XX столетия до 1960 г. продолжительность жизни увеличилась более чем на 20 лет у мужчин и почти на 24 года у женщин.

В целом по стране между 1900—1902 и 1959—1961 гг. ожидаемая продолжительность жизни белых мужчин выросла от 48,2 до 67,6 года, а белых женщин — от 51,1 до 74,2 года. На протяжении этого столетия коэффициенты смертности не белых также снизились, но остались на относительно высоком уровне. В 1919—1921 гг. ожидаемая продолжительность жизни при рождении не белых мужчин составляла 47,1 года, т. е. была все еще ниже уровня, зарегистрированного для белых мужчин в 1900—1902 гг. К 1959—1961 гг. продолжительность жизни не белых мужчин выросла до 61,5 года, т. е. до уровня на 6,2 года ниже продолжительности жизни белых мужчин. В 1919—1921 гг. продолжительность жизни при рождении не белых женщин составляла 46,9 года, т. е. была более чем на 4 года ниже продолжительности жизни белых женщин в 1900—1902 гг. Между 1919—1921 и 1959—1961 гг. продолжительность жизни не белых женщин увеличилась на 19,6 года и достигла 66,5 года, все еще оставаясь на 7,7 года ниже продолжительности жизни белых женщин [15, табл. 12].

С 1900 по 1960 г. смертность детей и молодых людей снизилась в общем гораздо больше, чем смертность пожилых. Младенческая смертность мальчиков белых в 1959—1961 гг. составляла 25,9 (смертей в возрасте до 1 года на тысячу родившихся), что соответствовало лишь одной пятой уровня младенческой смертности мальчиков белых в 1900—1902 гг. В 1959—1961 гг. коэффициент смертности мальчиков белых в возрасте 10 лет составлял одну седьмую показателя смертности в 1900—1902 гг., он стал равным 0,4‰ (число умерших на 1000 лиц этого возраста) сравнительно с 2,7‰; в возрасте 20 лет — менее одной трети, т. е. 1,6‰ сравнительно с 5,9‰; в возрасте 45 лет — менее половины, т. е. 5,6‰ сравнительно с 12,6‰, а в возрасте 65 лет — более восьми десятых уровня 1900—1902 гг., т. е. 33,9‰ сравнительно с 41,7‰ [15, табл. 10]. Очевидно, что чем больше возраст, тем снижение смертности было все меньше и меньше.

В начале 50-х годов снижение смертности, продолжавшееся целое столетие, как будто прекращается, и ее показатели остаются на одном уровне вплоть до 1963 г. Выравниваются не только общий, но и возрастные коэффициенты смертности. Стандартизованный по возрасту коэффициент смертности всего населения США (в качестве стандарта принято возрастное распределение населения США в 1940 г.) составлял 7,6‰ в 1954 г. и 7,6‰ в 1960 г., а в течение 10-летнего периода с 1954 по 1963 г. он оставался на уровне между 7,3 и 7,8‰. Приостановка векового снижения смертности в 50-е годы обнаружилась как у женщин, так и у мужчин, среди как белого, так и не белого населения [16, с. 1—57]. Постоянство уровня смертности мужчин белых и не белых сохранялось с 1963 по 1967 г. Однако в течение этого же периода стандартизованные по возрасту коэффициенты смертности белых женщин снизились с 5,5 до 5,2‰ и не белых женщин — с 8,9 до 8,2‰ [17, т. 2, ч. А, табл. 1, 2].

Постоянство смертности в США в 1954—1963 гг. нельзя приписать тому, что коэффициенты уже достигли предельного низкого уровня. Несмотря на то, что в других экономически развитых странах коэффициенты смертности с 50-х годов также держались на одном уровне (а в некоторых странах смертность мужчин в возрасте свыше 45 лет фактически даже несколько уве-

личилась [12, с. 50]), ожидаемая продолжительность жизни при рождении по меньшей мере в 15 странах выше, чем в США [13, с. 6]. Это говорит о том, что США могут и дальше снижать коэффициенты смертности. Тот факт, что США, будучи, несомненно, богатейшей страной, не смогли достигнуть самой высокой продолжительности жизни, указывает на необходимость всестороннего исследования причин сравнительно высокой смертности в стране.

В одном из последних отчетов Министерства здравоохранения, просвещения и социального обеспечения подчеркивается, что США не могут объяснять свои относительно слабые достижения в области здравоохранения ни недостаточностью затрат на медицинское обслуживание, ни состоянием биомедицинской науки и техники в стране [9, с. 7]. В отчете упоминаются четыре фактора, которые могут оказывать отрицательное воздействие на состояние здоровья граждан страны: 1) генетический фактор и факторы среды; 2) американский образ жизни, включающий такие компоненты, как избыточное питание, курение, недостаток физической нагрузки и напряженность деловой и профессиональной жизни (последнее отчасти объясняет, почему продолжительность жизни мужчин в США по сравнению с другими странами гораздо ниже, чем продолжительность жизни женщин); 3) неравенство в распределении медицинской помощи и 4) лишения, испытываемые бедными и обездоленными [13, с. 8].

Изучение социально-экономических различий в смертности составляет один из элементов исследования (1) приостановки продолжавшегося столетие снижения смертности и (2) относительно высокой смертности в стране в целом по сравнению с другими развитыми странами. Последние программы, направленные на снижение коэффициентов смертности, основывались прежде всего на биомедицинской эпидемиологии и биомедицинских оздоровительных программах. Изучение социально-экономических различий в смертности можно назвать «социально-экономической эпидемиологией», в противоположность биомедицинской эпидемиологии, поскольку значение социально-экономических различий в смертности состоит в том, что они указывают на возможности снижения смертности путем улучшения социально-экономических условий.

Социально-экономические различия в смертности представляют интерес для Комиссии* в связи с ее задачами в отношении «качества жизни» американского народа; они важны и для выработки общей демографической политики в стране; они показывают, что цель достижения равных возможностей для всех, столь глубоко укоренившаяся в американской идеологии, традициях и законе, должна все-таки реализоваться и в самой жизни — в достижении равных возможностей для выживания.

ИЗУЧЕНИЕ ДИФФЕРЕНЦИАЛЬНОЙ СМЕРТНОСТИ

Для последующего анализа могут оказаться полезными некоторые предварительные замечания по специальным проблемам, возникающим при изучении дифференциальной смертности, и краткое рассмотрение понятия и способов оценки социально-экономического положения (socioeconomic status).

В исследованиях дифференциальной смертности термин «социально-экономические различия смертности» применяется для обозначения различий в смертности между подгруппами населения, выделенными путем ранжирования их в зависимости от социально-экономического положения. При этом понятие социально-экономического положения обычно не рассматривается и не определяется. Иногда для обозначения некоторого более широкого аспекта дифференциальной смертности, основанного на таких личных характеристиках, как брачное состояние, раса, этническая группа, образование, доход и занятие, и на таких внешних характеристиках, как качество жилища и место проживания, применяется более общий термин — «социальные и экономические различия». Несмотря на то, что многие из этих характеристик связаны с социально-экономическим положением человека, ни одна из них прямо не приравнивается к социально-экономическому положению, т. е. не считается единственной его характеристикой или вполне удовлетворительным его показателем, пригодным для всех аналитических целей.

---

* Имеется в виду Комиссия по росту населения и будущему Америки (The Commission on Population Growth and the American Future), в трудах которой опубликована эта работа. — *Прим. ред.*

Авторы литературы по данному предмету выделяют доход, образование и занятие как три основных компонента социально-экономического положения [9, с. 83]. Данкан так описывает существующую между ними функциональную связь: «Образование готовит индивидуума для участия в профессиональной деятельности, а соответствующее занятие дает ему возмещение в виде дохода». Он также обосновывает значение занятия как некоторой промежуточной переменной, способствующей превращению преимуществ образования в преимущества получения дохода. Данные переписи населения 1950 г. в США показывают, что «различия в доходе, соответствующие достигнутому уровню образования, существуют главным образом благодаря тому, что образованные люди имеют преимущественно занятия, приносящие высокий доход, а малообразованные люди — занятия, приносящие низкий доход» [4, с. 783, 784].

Данкан и другие также утверждали, что единого показателя социально-экономического положения, который подходил бы для любого исследования, не существует; такие объективные признаки, как образование, занятие и доход, они рекомендовали рассматривать в качестве отдельных направлений социального расслоения, а не объединять их в единый показатель [9, с. 139], [6, с. 319—320]. Неотразимый аргумент в пользу их рекомендации — это отсутствие жесткой взаимосвязи между различными характеристиками социально-экономического положения. Данкан, например, обнаружил, что вариация в уровне образования объясняет лишь около одной трети всей вариации в социально-экономическом положении по занятию и что социально-экономическое положение по занятию объясняет лишь небольшую часть вариации индивидуальных доходов [9, с. 141]. Итак, они показывают, что 1) разные характеристики социально-экономического положения могут проявить совершенно различные взаимосвязи с какой-либо конкретной зависимой переменной, такой, например, как смертность, и 2) сами эти различные взаимосвязи могут оказаться важной частью общей связи между этой зависимой переменной и социально-экономическим положением.

Задача социально-экономической эпидемиологии, как отмечалось ранее, состоит в выяснении того, в какой степени различия в социально-экономическом положе-

нии обусловливают различия в смертности. С этой точки зрения анализ причинной связи в направлении от следствия к причине может создать искаженное представление о характере влияния социально-экономических факторов. Как мы покажем позднее, различия в смертности мужчин в трудоспособном возрасте в зависимости от дохода, по всей вероятности, преувеличиваются из-за того, что причина и следствие меняются местами, а именно: у значительного числа этих мужчин само приближение смерти оказывается причиной снижения дохода за год до смерти. По той же причине преувеличивается роль профессиональных различий, поскольку мужчины проявляют тенденцию перед смертью работать на местах по уровню ниже уровня их обычных или основных в течение их жизни занятий. Образование поэтому становится единственной (из этих трех основных) характеристикой социально-экономического положения, подкрепленной фактическими данными, на которую не может повлиять приближение смерти, исключая, конечно, молодой возраст, когда люди еще не закончили свое образование. По этой причине, особенно в анализе избыточной смертности, на образование стали полагаться больше, чем на другие переменные.

Возможности анализа социально-экономических различий в смертности, по крайней мере тем или иным прямым методом, значительно ограничены недостатком сведений, содержащихся в данных официальной регистрации смертей в США. Для этого в актах о смерти нужны были бы такие же характеристики для умерших, какие собираются для соответствующего населения в переписях или обследованиях. Например, единственная характеристика социально-экономического положения в акте о смерти — это занятие. Однако любая попытка воспользоваться этими сведениями для анализа смертности по занятиям [чаще называемой «профессиональной смертностью». — *Прим. ред.*] с самого начала ограничивается значительным несоответствием между «обычным занятием», фиксируемым в акте о смерти, и «теперешним (или последним) занятием», учитываемым при переписи населения. Более того, поскольку дети и многие женщины не имеют занятия и поскольку (по данным как регистрации смертей, так и переписи) трудно определить занятие переставших работать старых мужчин (а они как раз и составляют большую часть

умерших мужчин), учет профессиональных различий в смертности в США обычно ограничивается лишь группой мужчин в возрасте от 25 до 64 лет.

Для преодоления этих трудностей было разработано несколько непрямых методов анализа социально-экономических различий в смертности. Один из них, применявшийся в ряде городов США, основывается на переписных участках (census tracts) — небольших, относительно однородных географических подразделениях, на которые делятся для переписи большие города и для которых публикуются данные переписи. Согласно этому методу сведения о случаях смерти собираются по переписному участку, в котором жил умерший (в акте о смерти указывается адрес), затем все случаи смерти и численность населения для каждого участка закрепляются *как единица* за одной из социально-экономических групп на основании социально-экономического индекса для этого переписного участка. Например, в Чикаго (в последних четырех переписях город был разделен приблизительно на 900 переписных участков) для распределения смертей и населения каждого участка по пяти социально-экономическим группам учитывались медианная величина квартирной платы, медианный доход семьи и медианное число лет обучения для взрослых [7, гл. 4]. Интерпретируя различия в смертности, основанные на территориальных показателях социально-экономического положения, следует помнить, что они не отражают различий в смертности по подгруппам населения, как в том случае, когда классифицируются не группы людей, а отдельные люди[2]. Более того, анализ «от следствия к причине» может сыграть отрицательную роль и в изучении территориальных индексов социаль-

[2] Различия в смертности, полученные тогда, когда жители Чикаго классифицируются по «медианному числу лет обучения всех взрослых переписного участка», не соответствуют различиям в смертности по образованию в том случае, когда жители Чикаго классифицируются по числу лет обучения в школе как отдельные люди. Их не следует интерпретировать как «различия в образовании» как таковые. Другими словами, если «переписной участок» принимается за единицу, объединяющую смерти и население, и целые участки распределяются по социально-экономическим группам на основе медианного уровня образования их жителей, то возникает «территориальный эффект», который при анализе полученных различий в смертности нельзя отделить от различий в смертности, зависящих от уровня образования, как таковых.

но-экономического положения. Например, самая высокая смертность мужчин в низшей социально-экономической группе в Чикаго может оказаться еще большей из-за тенденции мужчин к переезду незадолго до смерти в районы с очень низкими социально-экономическими показателями, такие, как Скид Роуз, или в районы с плохим и дешевым жильем, которые населены большей частью семьями с низким доходом.

Этот доклад о дифференциальной смертности в стране подводит итоги тому, что известно о различиях в смертности в зависимости от ряда социальных и экономических признаков, включая три основные характеристики социально-экономического положения, но не ограничиваясь ими. Здесь также делается попытка оценить число и долю смертей, которые можно отнести на счет неблагоприятного социально-экономического положения. Бо́льшая часть приведенных здесь сведений о различиях в смертности относится к 1960 г.; это последний год, за который имелось достаточно статистических данных о смертях и населении по социально-экономическим группам. Материалы для отчета были взяты из трех следующих источников.

Первые оценки дифференциальной смертности по стране в целом в зависимости от уровня дохода, уровня образования и различных других характеристик, фиксируемых в переписи, но не при регистрации смерти, были получены при специальном Исследовании совмещенных записей (Matched Records Study)[3]. Данные

[3] Ввиду отсутствия данных о социально-экономическом положении умерших по всем территориям страны был разработан проект, давший возможность анализировать дифференциальную смертность в зависимости от ряда социально-экономических характеристик. Проект был разработан сотрудниками Национального центра санитарной статистики (U. S. National Center for Health Statistics), Бюро переписи и Центром демографических исследований Чикагского университета и включал в себя совмещение (matching) актов о смерти с переписными листами переписи населения 1960 г. Работа финансировалась Национальным институтом здравоохранения с участием Национального центра санитарной статистики и Бюро переписи. Около 340 000 записей о смертях, происшедших с мая по август 1960 г., были сопоставлены с записями в переписных листах переписи 1960 г. [проведенной в апреле. — *Прим. ред.*] для получения зафиксированных при переписи 1960 г. социальных и экономических характеристик умерших. Подробное описание плана исследования и методов получения по этим данным показателей смертности в зависимости от социальных и экономических характеристик дано в работе [7, приложение А].

этого специального исследования дополняются сведениями из двух других источников информации: 1) специальной разработки данных о смертях по стране за 1959—1961 гг., произведенной Национальным центром санитарной статистики для серии монографий по статистике естественного движения населения и санитарной статистике [16], издаваемой Американской Ассоциацией здравоохранения, и 2) временных рядов исследований социально-экономических различий в смертности в крупном городе (Чикаго) в течение 30 лет — с 1930 по 1960 г.

ОБЩИЙ ОЧЕРК РАЗЛИЧИЙ В СМЕРТНОСТИ

В США существуют значительные социально-экономические различия в смертности, выражаемые разными показателями. Далее представлены основные моменты различий в смертности в зависимости от социальных и экономических характеристик, данными о которых мы располагаем.

Различия по уровню образования среди взрослых

В 1960 г. в США смертность взрослых (25 лет и старше) находилась в обратном отношении к уровню полученного образования[4]. Диапазон различий в смертности по образованию был гораздо больше у лиц в возрасте 25—64 лет, чем у более старых людей, и больше у женщин, чем у мужчин. Хотя меньшее количество и более низкое качество данных для не белых ограничили возможности анализа двумя-тремя уровнями образования, характер зависимости смертности от уровня

[4] Сведения о различиях в смертности, полученные в результате Исследования совмещенных записей 1960 г, относятся лишь к людям 25 лет и старше. Данные о смертях лиц до 25 лет также совмещались с записями в листах переписи 1960 г. (и коэффициенты совмещения были не намного ниже, чем для других возрастных групп), однако оценка дифференциальной смертности людей до 25 лет осложняется двумя проблемами Во-первых, большая часть этих смертей—смерти младенцев, а большинство младенцев, умерших между маем и августом, родились после 1 апреля, т. е. после даты переписи. Это значительно затрудняет задачу вычисления «ожидаемого числа смертей» в возрастной группе до одного года. Во-вторых, социально-экономический показатель для лиц до 25 лет должен был бы строиться на показателях такого типа, как доход семьи, занятие отца или образование родителей, а таких сведений для всех лиц до 25 лет не было.

образования был примерно одинаков у белых и у не белых. После 65 лет заметная обратная связь между образованием и смертностью сохранялась лишь среди белых семей.

Общий характер описанных различий смертности по образованию — обратная зависимость от него смертности, сильнее проявляющаяся у мужчин, чем у женщин, и более сильная до 65 лет, чем после, — для белого населения документально подтверждается в табл. 1.

Таблица 1

ПОКАЗАТЕЛИ СМЕРТНОСТИ ЛИЦ 25 ЛЕТ И СТАРШЕ В ЗАВИСИМОСТИ ОТ УРОВНЯ ОБРАЗОВАНИЯ, ПО ЦВЕТУ КОЖИ, ПОЛУ И ВОЗРАСТУ; США, МАЙ—АВГУСТ, 1960 г.

Цвет кожи, пол и число лет обучения в школе	Показатели смертности*				Население (процентное распределение)			
	мужчины		женщины		мужчины		женщины	
	25—64 года	65 лет и старше	25—64 года	65 лет и старше	25—64 года	65 лет и старше	25—64 года	65 лет и старше
Белые	1,00	1,00	1,00	1,00	100,0	100,0	100,0	100,0
0—4 года	1,15	1,02	1,60	1,17	5,0	20,7	3,9	15,6
5—7 лет	1,14	1,00	1,18	1,04	12,0	23,1	10,1	20,4
8 »	1,07	1,00	1,08	1,03	16,7	27,5	15,4	28,8
Средняя школа, 1—3 года	1,03		0,91		20,4	10,8	21,0	13,3
Средняя школа, 4 года	0,91	0,99	0,87	0,94	24,7	8,2	32,8	12,2
Колледж, 1—3 года	0,85		0,82		9,8	5,2	10,2	6,4
Колледж, 4 года и более	0,70	0,98	0,78	0,70	11,4	4,5	6,6	3,4
Не белые	1,00	1,00	1,00	1,00	100,0	100,0	100,0	100,0
0—4 года	1,14	1,04**	1,26	1,05	23,4	57,0	15,4	48,7
5—8 лет	0,97	0,93**	1,06	0,93	35,8	31,3	36,9	37,2
Средняя школа или колледж	0,87	0,97**	0,74	1,01**	40,8	11,7	47,7	14,1

* Показатели смертности в этой таблице отражают *диапазон* различий в смертности в зависимости от образования *в каждой подгруппе* населения по цвету кожи, полу и возрасту. Они были получены на основании индексов смертности, описанных в примечании 5 к тексту, причем индекс для каждой подгруппы был принят за 1,00.

** Не удовлетворяет требованиям надежности, изложенным в приложении А к источнику, указанному ниже.

Источник. [7, табл. 2.1 и 2.2.].

Например, показатели смертности белых мужчин в возрасте 25—64 лет по образованию последовательно снижаются от высокого уровня 1,15 для мужчин с менее чем 5-летним школьным образованием до низкого уровня 0,70 для мужчин, проучившихся не менее 4 лет в колледже; разница составляет 64%[5]. Это означает что стандартизованный по возрасту показатель смертности мужчин 25—64 лет, проучившихся менее 5 лет в школе. был на 64% выше соответствующего показателя для мужчин того же возраста, проучившихся не менее 4 лет в колледже. В противоположность этому разница в смертности в зависимости от образования для белых мужчин 65 лет и старше составляла только 4%: от показателя смертности 1,02 для лиц с менее чем 5 годами обучения до 0,98 для лиц, проучившихся хотя бы 1 год в колледже[6].

---

[5] Показатели смертности, полученные в результате Исследования совмещенных записей 1960 г., основаны на стандартизованных по возрасту отношениях фактических чисел смертей к ожидаемым, иногда называемых коэффициентами смертности, стандартизованными косвенным методом. Это, однако, не прямые оценки этих условных показателей в том смысле, что подсовокупности, показатели которых составляют 1,00, не обеспечивают возрастных коэффициентов смертности для вычисления ожидаемых чисел смертей для каждой подгруппы, на которые разделена подсовокупность. Например, в табл. 1 для вычисления ожидаемых чисел смертей в каждой из подгрупп по образованию для мужчин возрастными коэффициентами смертности мужчин 25—64 лет не пользовались. Вместо этого для вычисления ожидаемых чисел смертей в каждой подгруппе населения по цвету кожи, полу и образованию применялись возрастные коэффициенты смертности всего населения США в 1960 г. Каждый показатель в табл. 1 — это «индекс», выражающий для данного уровня образования или дохода отношение фактического числа смертей к ожидаемому в виде доли соответствующего отношения для подгруппы по цвету кожи, полу и возрасту, к которой данный уровень относится. Иными словами, отношение фактического числа смертей к ожидаемому в каждой подгруппе по цвету кожи, полу и возрасту (например, для белых мужчин 25—64 лет) произвольно приравнено к 1,00, с тем чтобы можно было непосредственно сравнивать величину и характер различий в смертности по образованию и доходу в разных подгруппах населения. Методика, примененная для вычисления фактических и ожидаемых чисел смертей, описана в работе [7, приложение А].

[6] Людей 65 лет и старше, проучившихся в колледже 4 года и более, было слишком мало, чтобы вычислять отдельные показатели для одного — трех и четырех лет обучения в колледже. Если же для сравнения с группой мужчин 65 лет и старше выделить в качестве высшего уровня образования для мужчин 25—64 лет группу

У белых женщин показатель смертности 25—64 лет для проучившихся в школе менее 5 лет был 1,60 против 0,78 для проучившихся не менее 4 лет в колледже, т. е. на 105% выше, тогда как у мужчин соответствующая разница составляла 64%. Следует, однако, отметить, что эта большая по сравнению с мужчинами разница у женщин целиком объясняется очень высокой смертностью женщин, принадлежащих к группе с низшим уровнем образования, т. е. проучившихся в школе менее 5 лет. Выше этого уровня характер различий для мужчин и женщин в возрасте 25—64 лет совершенно одинаков. Самый впечатляющий контраст между различиями в смертности по образованию у мужчин и у женщин — сохранение явной обратной связи между смертностью и уровнем образования у женщин в возрасте свыше 65 лет. Показатели смертности белых женщин 65 лет и старше снижаются от 1,17 для проучившихся менее 5 лет в школе до 0,70 для проучившихся не менее года в колледже; разница составляет 67% по сравнению с уже упомянутыми 4% у белых мужчин 65 лет и старше.

Если выразить эти различия в смертности через ожидаемую продолжительность жизни, то окажется, что белые двадцатипятилетние женщины, проучившиеся не менее одного года в колледже, могут прожить в среднем почти на десять лет дольше, чем те, кто проучился в школе менее 5 лет; в то же время разница в ожидаемой продолжительности жизни белых мужчин в возрасте 25 лет соответственно с высшим и начальным образованием составляла лишь 3,2 года [7, табл. 2.4].

В табл. 1 видна также сильная обратная связь между уровнем образования и смертностью у не белого населения США в 1960 г. Несмотря на то, что ввиду относительно небольшого числа случаев классификацию по образованию для не белых пришлось ограничить тремя довольно широкими уровнями и объединить в одной группе (независимо от числа лет обучения) среднюю школу и колледж, различия оказались значительными, особенно среди не белых от 25 до 64 лет. В этой возрастной группе показатель смертности мужчин, окон-

---

«колледж, один год и более», то разница в смертности по образованию снижается с 64 до 49%, но все же остается гораздо большей, чем у лиц 65 лет и старше.

чивших не менее 5 классов школы, равен 1,14, что на 31% выше показателя смертности мужчин (0,87), проучившихся хотя бы один год в средней школе. Показатель смертности женщин от 25 до 64 лет, проучившихся в школе менее 5 лет, равен 1,26, что на 70% выше показателя смертности (0,74) женщин того же возраста, проучившихся хотя бы один год в средней школе.

Различия по доходу среди взрослых

Различия в смертности в зависимости от дохода в общем подобны различиям по уровню образования. Например, между доходом и смертностью также существует обратная связь; различия в доходе сильнее проявились и имели более устойчивый характер у лиц в возрасте 25—64 лет, чем у лиц старшего возраста. Есть, однако, несколько поразительных расхождений между различиями по образованию и по доходу; кроме того, анализируя данные о доходе, следует принять во внимание некоторые ограничения, особенно когда дело касается белых мужчин 25—64 лет.

В табл. 2 приведены данные о различиях в смертности в зависимости от дохода для (1) белых, членов семей (в основу классификации по доходу положен общий доход семьи в 1959 г.) и (2) белых, лиц, не связанных родством с главой домохозяйства (unrelated individuals), причем в основу классификации по доходу положен личный доход каждого такого лица в 1959 г. Среди членов семей белых 25—64 лет отмечалась довольно сильная обратная связь между семейным доходом и смертностью, особенно у мужчин. Например, показатель смертности мужчин этого возраста из семей с доходом менее 2000 долл. в 1959 г., равный 1,51, был на 80% выше, чем мужчин из семей с доходом 10 000 долл. и более (для которых показатель смертности был 0,84). Соответствующие показатели у белых женщин 25—64 лет колеблются от 1,20 для женщин из семей с доходом 2000 долл. до 0,86 для женщин из семей с доходом более 10 000 долл.; разница составляет 40%. После 65 лет, однако, показатель смертности мужчин из семей с доходом менее 2000 долл. был только на 15% выше, чем мужчин из семей с доходом 8000 долл. и более. У женщин 65 лет и старше не отме-

Таблица 2

ПОКАЗАТЕЛИ СМЕРТНОСТИ В ЗАВИСИМОСТИ ОТ УРОВНЯ ДОХОДА БЕЛЫХ ЧЛЕНОВ СЕМЕЙ И ИНДИВИДУУМОВ, НЕ СВЯЗАННЫХ РОДСТВОМ С ГЛАВОЙ ДОМОХОЗЯЙСТВА, ПО ПОЛУ И ВОЗРАСТУ; США, МАЙ—АВГУСТ, 1960 г.

Семейное положение и доход в долларах в 1959 г.	Показатели смертности*		Население, %	
	25—64 года	65 лет и старше	25—64 года	65 лет и старше
1	2	3	4	5
Члены семей по доходу семьи				
Мужчины белые	1,00	1,00	100,0	100,0
до 2000	1,51	1,10	6,3	27,6
2000—3999	1,20	0,99	12,8	27,0
4000—5999	0,99	0,92	23,9	16,3
6000—7999	0,88		22,6	10,9
8000—9999	0,93	0,96**	14,2	6,6
10000 и более	0,84		20,2	11,6
до 4000	1,32	1,05	19,1	54,6
8000 и более	0,88	0,96**	34,4	18,2
Женщины белые	1,00	1,00	100,0	100,0
до 2000	1,20	0,96	8,5	25,7
2000—3999	1,12	0,96	14,1	24,2
4000—5999	1,00	1,05	23,0	17,1
6000—7999	0,98		21,5	12,2
8000—9999	0,92**	1,01	13,7	7,8
10000 и более	0,86		19,3	13,0
до 4000	1,15	0,96	22,6	49,9
8000 и более	0,88	1,01	33,0	20,8
Индивидуумы, не связанные родством с главой домохозяйства				
Мужчины белые	1,00	1,00	100,0	100,0
до 2000	1,26	1,00	28,7	68,8
2000—3999	1,02**	1,01	25,5	18,4
4000 и более	0,77		45,8	12,8
Женщины белые	1,00	1,00	100,0	100,0
до 2000	1,27	1,05	42,8	79,0
2000—3999	0,73**	0,80**	29,2	13,3
4000 и более	0,79**		28,1	7,6

* Показатели смертности в данной таблице отражают *диапазон* различий в смертности в зависимости от дохода *в каждой подгруппе* членов семей и индивидуумов, не связанных родством с главой домохозяйства, по полу и возрасту. Они были получены на основании индексов смертности, описанных в примечании 5 к тексту, причем индекс для каждой подгруппы принят за 1,00.

** Не удовлетворяет требованиям надежности, изложенным в приложении А к источнику, указанному ниже.

Источник. [7, табл. 2.5].

чается устойчивого снижения смертности по мере увеличения дохода.

У белых, не связанных родством с главой домохозяйства, также сильна обратная связь между доходом и смертностью. Фактически, если учесть более широкие группы по доходу, обусловленные малым числом этих лиц, и необходимость поправок для сопоставления доходов семей и отдельных лиц, то понижение уровня смертности по мере увеличения дохода оказывается более заметным у индивидуумов, не связанных родством с главой домохозяйства, чем у членов семей[7].

Сравнение различий по образованию и по доходу

Тот факт, что различия в смертности по доходу у белых мужчин 26—64 лет больше, чем различия по образованию, тогда как для белых женщин 25—64 лет характерно обратное, не следует считать указанием на то, что у мужчин доход как фактор смертности играет более важную роль, чем образование. Различия по доходу могут ввести в заблуждение, так как они отчасти могут оказаться артефактом, возникающим в результате анализа от следствия к причине. Как упоминалось ранее, *основная исходная предпосылка при изучении* социально-экономических различий в смертности состоит в том, что социально-экономическое положение оказывает воздействие на смертность. Однако, когда рассмат-

[7] Например, если допустить, что данная величина личного дохода (для индивидуума, не связанного родством с главой домохозяйства) примерно сравнима с вдвое большим доходом семьи (для члена семьи), то различия в смертности по группам личного дохода от группы «до 2000 долл» до «4000 долл. и более» для индивидуумов будут примерно сравнимы (на данном социально-экономическом уровне) с различиями в смертности по группам дохода семьи от группы «менее 4000 долл» до «8000 долл. и более». Когда такое сопоставление было сделано для белых мужчин 25—64 лет, то различие по доходу для индивидуумов, не связанных родством с главой домохозяйства, составило 64% (относительная разница между показателем смертности 1,26 у лиц с доходом менее 2000 долл и показателем 0,72 у лиц с доходом 4000 долл. и выше), а для членов семьи — 50% (относительная разница между показателями смертности 1,32 и 0,88 соответственно для лиц с доходом менее 4000 долл и 8000 долл и выше). Среди белых женщин 25—64 лет различие по доходу для индивидуумов, не связанных родством с главой домохозяйства, составившее 61% (показатели смертности от 1,27 до 0,79), было почти вдвое выше, чем для членов семей — 31% (показатели смертности от 1,15 до 0,88).

риваются различия в смертности по доходу, эта причинно-следственная зависимость осложняется зависимостью обратного рода, во-первых, поскольку само приближение смерти часто становится причиной понижения дохода в течение года, предшествующего смерти, и, во-вторых, потому, что оценка дохода при переписи исключает сбережения и другие формы капитала, представляющие собой важные экономические средства и критерии социально-экономического положения[8].

Анализ от следствия к причине имеет особенно важное значение для возрастов от 25 до 64 лет, когда болезнь, предшествующая смерти, заставляет оставить работу тех людей, которые продолжали бы работать будучи здоровыми[9]. Весьма вероятно, что это обстоятельство оказывает более значительное воздействие на личный доход для индивидуумов, не связанных родством с главой домохозяйства, чем на доход семьи для членов семей (при этом предполагается, что другие члены семьи вносят свой вклад в семейный доход). Таким образом, избыточная смертность белых мужчин 25—64 лет (как членов семей, так и лиц, не связанных родством с главой домохозяйства) в группах с низким доходом может, по крайней мере отчасти, отражать тот факт, что многие умершие мужчины 25—64 лет могли быть отнесены по данным переписи к группам с низким доходом в 1959 г. [При переписи 1960 г. в США учитывались доходы за прошлый год. — *Прим. ред.*], к которым они обычно не принадлежали. Их включали в эти группы потому, что они не могли работать на обычном для себя уровне в течение года, предшествовавшего их

---

[8] Доходы, которые учитывались при переписи 1960 г., включали: заработную плату, комиссионные или чаевые за все виды работ; прибыль или вознаграждение за работу на собственном предприятии, от профессиональной практики или фермы, а также доход от системы социального обеспечения или других видов пенсий, выплаты ветеранам, ренту (за исключением издержек), проценты на капитал и дивиденды, пособия по безработице, выплаты пособий по бедности и доходы из других источников.

[9] Этот факт был документально отмечен в специальной разработке данных об умерших по числу проработанных недель в течение 1959 г. Оказалось, например, что среди умерших мужчин 25—64 лет доля работавших в течение всего 1959 г. была гораздо меньше, чем среди всех мужчин того же возраста. (Эта разработка была сделана Центром демографических исследований Чикагского университета на основе подвыборки смертей в Исследовании совмещенных записей 1960 г.)

смерти. Что касается белых женщин до 65 лет, то подобным же образом можно объяснить весьма большие различия в смертности по доходу среди лиц, не связанных родством с главой домохозяйства, если предположить, что их личный доход, как правило, есть прежде всего результат их собственной работы. С другой стороны, меньшие различия в смертности по доходу среди членов семей можно объяснить тем, что доход семьи зависит от дохода женщин гораздо меньше, чем от дохода членов семей — мужчин. Эти выводы подтверждаются тем, что у белых женщин — членов семей 25—64 лет различия в смертности по образованию по крайней мере столь же велики, как и различия по доходу, тогда как у белых мужчин — членов семей того же возраста различия в смертности по образованию гораздо меньше, чем различия по доходу.

Итак, различия в смертности в зависимости от образования кажутся, по всей вероятности, более надежными показателями социально-экономических различий в смертности, чем доход. Более того, различия по доходу уязвимы для критики не только из-за уже упоминавшейся неоднозначности следствия и причины, но также и потому, что доход подвержен изменениям во времени, а образование после юношеского возраста остается постоянным.

Было исследовано также влияние образования и дохода на смертность членов семей белых 25—64 лет, причем образование и доход поочередно полагались неизменными. Когда было исключено влияние дохода, различие в смертности членов семей — мужчин белых, окончивших менее восьми классов школы, и тех, кто проучился хотя бы год в колледже, составлявшее 40%, сократилось до 21%, для женщин белых оно сократилось с 51 до 36% [7, табл. 2.6 и 2.7]. Подобным же образом, когда было исключено влияние образования, различие по доходу среди членов семей — мужчин белых из семей с доходом менее 2000 долл. и с доходом 10 000 долл. и более, составлявшее 77%, снизилось до 56%, у женщин оно сократилось с 41 до 19%. Эти результаты показывают, что с точки зрения социально-экономической эпидемиологии у людей с высоким уровнем как образования, так и дохода, или с высоким уровнем образования и низким доходом, или же с высоким уровнем дохода и низким уровнем образования

условия жизни разные. Таким образом, образование и доход, помимо того, что они оказывают сходное общее влияние на смертность, существенно воздействуют на нее и независимо одно от другого.

Различия по занятию среди мужчин

До того как было проведено Исследование совмещенных записей 1960 г., главным признаком при изучении социально-экономических различий в смертности было занятие. Одна из причин этого, по существу прагматическая, состояла в том, что занятие было одним из немногих, а в большинстве случаев (в том числе и в США) — единственным признаком в акте о смерти, который мог служить показателем социально-экономического положения умершего. Однако возможность применения занятия в качестве показателя социально-экономического уровня, особенно при изучении дифференциальной смертности, ограничивается рядом трудностей. О двух из них мы уже упоминали: это, во-первых, несоответствие между «обычным занятием», учитываемым при регистрации смерти, и «теперешним занятием», фиксируемым при переписи населения; во-вторых, тот факт, что занятие — категория, неприменимая к детям и ко многим женщинам и с трудом поддающаяся определению для мужчин, переставших работать. Более того, различия в смертности по занятиям, даже если они измерены точно, отражают сочетание социально-экономических факторов и риска смерти, связанного с самим занятием. Во многих исследованиях смертности данными о занятиях пользовались больше как показателями общего социально-экономического уровня, чем как показателями различий в профессиональном риске смерти.

В результате Исследования совмещенных записей 1960 г. были получены коэффициенты смертности мужчин-американцев 25—64 лет, классифицированные по крупным группам занятий. Эти результаты в общем не противоречили данным, полученным ранее в США и за рубежом. В частности, коэффициенты смертности как белых, так и не белых сельскохозяйственных рабочих 25—64 лет были на 24% ниже коэффициентов смертности всех рабочих 25—64 лет. Напротив, смертность белых мужчин, имеющих занятия, связанные с обслуживанием, была на 37%, а у неквалифицированных ра-

бочих — на 19% выше смертности всех белых мужчин 25—64 лет. Подобным же образом смертность не белых мужчин 25—64 лет, занятых обслуживанием, или неквалифицированных рабочих (в этом случае их пришлось объединить в одну группу из-за недостаточного числа и низкого качества данных) оказалась на 28% выше показателей смертности всех не белых мужчин 25—64 лет [7, табл. 3.2].

Различия по расе

При анализе различий в смертности не белых и белых на основе неисправленных данных переписи и регистрации смертей существует тенденция преувеличивать избыточную смертность не белых. После поправки, по-видимому, наиболее верной при имеющихся данных (поправка на чистый недоучет при переписи), стандартизованные по возрасту коэффициенты смертности не белых женщин (все возрасты) в течение трехлетнего периода 1959—1961 гг. были на 34% выше, чем у белых, а коэффициенты смертности не белых мужчин — на 20% выше, чем у белых [7, табл. 6.2 и анализ в гл. 6]. Неисправленные коэффициенты были на 48% выше для женщин и на 25% выше для мужчин. Превышение смертности не белых в молодых возрастах было гораздо выше, чем в старших, а смертность стариков не белых (учитывая возможные искажения данных в связи с трудностями в установлении возраста), по-видимому, ниже уровня смертности стариков белых, особенно после 75 лет. Такой характер смертности не белых в общем соответствует одному из предлагаемых объяснений, а именно: что высокие коэффициенты смертности в молодости позволяют лишь более выносливым доживать до старости.

«Не белыми» в США считаются преимущественно негры, но к этой категории также относятся и другие расовые группы, которые могут быть выделены в официальных данных переписи и регистрации смертей. В Исследовании совмещенных записей 1960 г. были предусмотрены специальные разработки с сопоставлением ответов на вопрос о расе, которые дали возможность внести в официальные данные о смертности за трехлетний период (1959—1961 гг.) поправки на разницу в указании расы в акте о смерти и при переписи.

Эти поправки мало повлияли на показатели смертности белых, всех не белых, негров и японцев, но они в значительной степени изменили показатель для индейцев и китайцев. Исправленные данные показывают, что стандартизованные по возрасту показатели смертности японцев 5 лет и старше каждого пола были примерно на одну треть ниже, чем у белых, и составляли лишь половину показателей смертности негров. Коэффициенты младенческой и детской смертности у японцев также на одну треть ниже, чем у белых, и на две трети ниже, чем у негров [7, табл. 6.3 и 6.4][10].

У негров 5 лет и старше наблюдалась самая высокая смертность среди выделенных расовых групп: после внесения поправок показатели смертности женщин были на 47, а мужчин на 28% выше, чем у белых. На втором месте по высоте смертности индейцы: после внесения поправок показатели смертности индейских женщин были на 37, а мужчин — на 24% выше, чем у белых. У китайцев смертность мужчин на 10% выше, чем у белых, но смертность китаянок на 9% ниже смертности белых женщин.

Хотя прямыми данными о влиянии социально-экономического уровня на смертность в разных расовых группах мы не располагаем, анализ медианного дохода семьи заставляет предположить, что расовые различия, по крайней мере отчасти, есть различия социально-экономические, т. е., что существует обратная связь между средним доходом семьи по расам и показателями смертности по расам.

Различия в смертности по расам можно выразить также через различия в продолжительности жизни. Принимая во внимание качество имеющихся данных, этот аспект ограничивается анализом данных о белых, всех не белых, японцах и неграх. Японцы в США имеют самую высокую ожидаемую продолжительность жизни при рождении, в возрасте 25 лет и в возрасте 55 лет.

[10] Следует отметить, что поправки, внесенные в показатели смертности, дифференцированные по расам, устраняют лишь расхождения в указаниях расы в актах о смерти и в переписных листах. Для поправки на чистый недоучет при переписи, который был возможен как для белых, так и для всех не белых, мы не располагали данными. Поэтому представленные в настоящем разделе показатели для негров преувеличены примерно на столько же, на сколько были преувеличены неисправленные показатели для группы не белых в предыдущем разделе.

Японцы-мужчины, имеющие ожидаемую продолжительность жизни при рождении 74,4 года, могут рассчитывать прожить в среднем на 6,8 года дольше, чем белые, и на 13,1 года дольше, чем мужчины-негры. Японки, имеющие продолжительность жизни при рождении 80,4 года, могут рассчитывать прожить на 5,7 года дольше, чем белые, и на 13,2 года дольше, чем негритянки [7, табл. 6.6].

Различия по брачному состоянию

В 1959—1961 гг. в США коэффициенты смертности людей, состоящих в браке, были ниже, чем у лиц других брачных состояний [7, табл. 6.9][11]. Это относилось к мужчинам и женщинам, как белым, так и не белым. Однако у мужчин разница была значительнее, чем у женщин. Например, стандартизованные по возрасту коэффициенты смертности мужчин белых в возрасте от 35 до 64 лет свидетельствуют о том, что смертность разведенных мужчин более чем вдвое (на 130%), вдовцов — более чем на три четверти (на 78%), а никогда не состоявших в браке — на три четверти выше, чем смертность женатых мужчин той же возрастной группы. У женщин белых от 35 до 64 лет смертность разведенных оказалась на 37, вдов — на 30 и никогда не состоявших в браке — на 34% выше уровня смертности замужних женщин.

Если среди белых наибольшая смертность наблюдается у разведенных того и другого пола, то среди не белых самую высокую смертность обоих полов имели овдовевшие. У овдовевших мужчин не белых от 35 до 64 лет стандартизованные по возрасту коэффициенты смертности были на 89, у разведенных — на 87 и у никогда не состоявших в браке — на 67% выше уровня смертности женатых мужчин. У не белых женщин от

[11] Основанием для представленных здесь различий послужили стандартизованные по возрасту коэффициенты смертности, исправленные с целью устранить расхождения в указании брачного состояния в актах о смерти и в переписных листах. Различия в смертности в зависимости от брачного состояния, основанные на данных регистрации смертей и на данных переписи, почерпнутых из соответствующих записей, больше действительных вследствие того, что по этим данным смертность разведенных и овдовевших преувеличена, а никогда не состоявших в браке и состоящих в браке — преуменьшена.

35 до 64 лет смертность вдов была на 65, разведенных — на 6 и никогда не состоявших в браке — на 42% выше смертности замужних женщин.

Более значительное влияние состояния вне брака на высокую смертность мужчин по сравнению с женщинами можно отчасти объяснить тем, что до сих пор поведение одиноких женщин подвергается гораздо большим ограничениям, чем поведение одиноких мужчин. Очевидно, мужчины, освободившиеся от ограничений, налагаемых браком, претерпевают изменения в образе жизни, которые предрасполагают их к более высокой, чем у женщин, смертности. При установлении причин, обусловливающих различия смертности по брачному состоянию, следует иметь в виду, что как биологические, так и социально-экономические факторы могут порождать силы отбора, воздействующие на само брачное состояние.

Различия по числу рожденных детей

Показатели смертности женщин, когда-либо состоявших в браке, с исчерпанной плодовитостью (в возрасте от 45 до 64 лет) определенно изменяются в зависимости от числа рожденных детей. После стандартизации по возрасту и уровню образования коэффициенты смертности выше среднего были у женщин, не имеющих детей и имеющих только одного ребенка (соответственно на 7 и 4%), у женщин с пятью или шестью детьми (на 5%) и у женщин с семью и более детьми (на 14%). Смертность женщин с семью и более детьми оказалась на 39% выше смертности женщин с тремя детьми [7, табл. 6.11][12].

Совершенно очевидно, что женщины, родившие сравнительно много детей (пять и более), независимо от их социально-экономического положения, вполне могут быть более подвержены смертности, чем женщины, родившие двух — четырех детей. По-видимому, контроль рождаемости, помимо других доводов, можно оправдать стремлением снизить смертность женщин. Эти результаты требуют дальнейшего и более глубокого ис-

[12] Стандартизация по уровню образования, так же как и по возрасту, считалась необходимой из-за известной обратной связи между социально-экономическим уровнем и рождаемостью.

следования зависимости смертности от числа рожденных детей. Возможно, например, что женщины с одним ребенком или бездетные имели пониженную плодовитость из-за плохого здоровья, что также могло стать причиной высокой смертности среди них. Причиной более высокой смертности женщин, не имеющих детей или имеющих только одного ребенка, наряду с другими факторами смертности женщин, не рожавших или не кормивших грудью, может быть также прямая связь между социально-экономическим положением и раком молочной железы.

Младенческая смертность

По указанным ранее причинам изучение социально-экономических различий в смертности в Исследовании совмещенных записей 1960 г. ограничивалось данными о взрослых людях. Анализ социально-экономических различий в смертности лиц моложе 25 лет осложняется трудностями распределения лиц до 25 лет между социально-экономическими группами на тех же основах, что и лиц старшего возраста. Образование многих людей завершается лишь после 20 лет. Доход семьи относится ко всем членам семьи независимо от возраста, но значительная часть людей моложе 25 лет живет отдельно от семьи. Однако младенческую смертность в зависимости от уровня образования любого из родителей оценить сравнительно легко, если необходимые сведения об уровне образования родителей фиксируются при регистрации младенческих смертей и всех рождений живых детей (знаменатель коэффициентов детской смертности). Такой анализ за 1964—1966 гг. был проведен Национальным центром санитарной статистики по данным Национальных выборочных обследований рождаемости и смертности [14]. Этот анализ дополняет Исследование совмещенных записей 1960 г., охватившее взрослых 25 лет и старше. (Можно отметить, что в 1960 г. смерти лиц моложе 25 лет составляли 8,7% всех смертей белых и почти 20% всех смертей не белых в стране. Среди умерших до 25 лет преобладали смерти младенцев; в 1960 г. смерти лиц в возрасте от 1 до 24 лет составляли лишь 3,2% всех смертей белых и 5,9% всех смертей не белых.)

Исследование 1964—1966 гг. показало, что коэффициенты младенческой смертности в США находятся в

обратной зависимости от дохода семьи и от уровня образования обоих родителей. Например, на 1000 живых детей, рожденных матерями, имеющими лишь начальное школьное образование, пришлось 34,8 случая младенческой смерти, а на 1000 живых детей, рожденных женщинами, проучившимися четыре и более года в колледже,— 19,7 случая. Таким образом, коэффициент младенческой смертности у матерей, имеющих лишь начальное школьное образование, был на 77% выше, чем у матерей, окончивших колледж. Почти такие же различия в младенческой смертности были обнаружены в зависимости от уровня образования отцов и лишь слегка менее выраженные — в зависимости от дохода семьи.

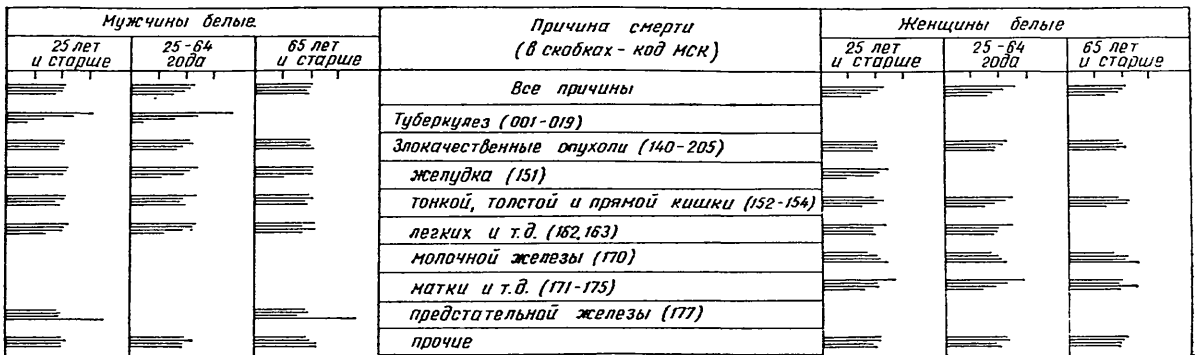
Социально-экономические различия в смертности в крупном городе, 1930—1960 гг.

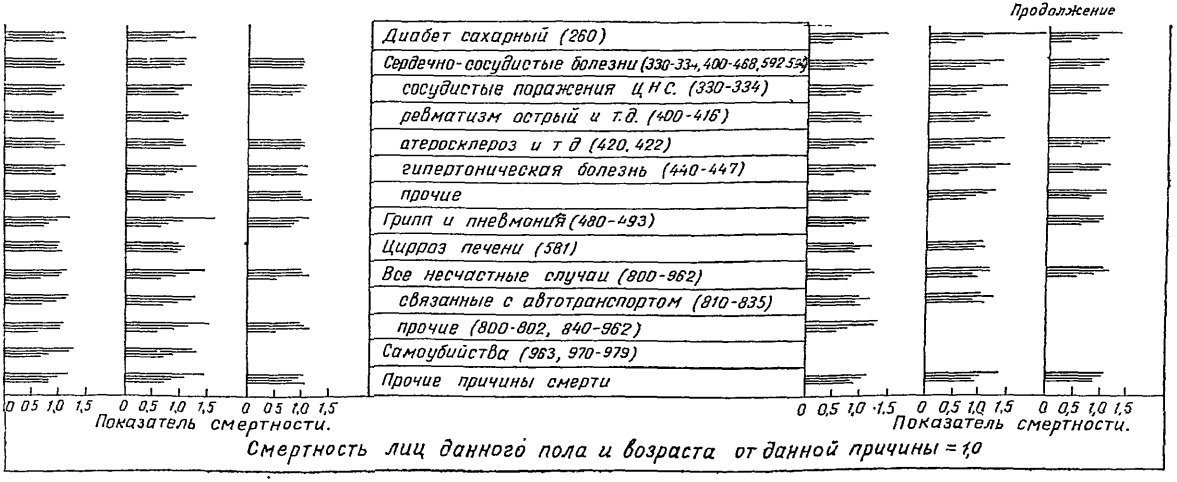
До проведения Исследования совмещенных записей 1960 г. сведения о социально-экономических различиях в смертности по стране основывались лишь на различиях по занятиям — единственной социально-экономической характеристике, учитывавшейся в данных официальной регистрации смертей. Однако в течение нескольких десятилетий перед 1960 г. данные о социально-экономических различиях в коэффициентах смертности в ряде крупных городов получали на основе социально-экономических показателей для переписных участков, на территории которых жили люди (умершие и то население, для которого вычислялись коэффициенты смертности). Самые длинные временные ряды сопоставимых показателей социально-экономических различий в смертности в крупном городе собраны для Чикагского ареала, они охватывают 40-летний период — с 1920 по 1960 г. Различия в стандартизованных по возрасту коэффициентах смертности, ожидаемой продолжительности жизни и коэффициентах младенческой смертности в пределах Чикагского ареала за 30 лет, с 1930 по 1960 г., анализируются в монографии Китагавы и Хаузера [7, гл. 4] (данные за 20-е годы были в некоторых отношениях несовершенны и потому исключены из анализа).

Короче говоря, результаты показали весьма заметные социально-экономические различия в стандартизованных по возрасту коэффициентах смертности и ожидаемой продолжительности жизни в Чикагском

Различия в смертности в зависимости от числа полных лет обучения по основным причинам смерти*, полу и возрасту; США, белое население, май — август 1960 г.

Условные обозначения: верхняя черта — до 8 лет школы; 2-я черта — 8 лет школы; 3-я черта — средняя школа; 4-я черта — колледж.





* Названия причин смерти и их коды указаны в соответствии с Международной статистической классификацией болезней, травм и причин смерти (7-й пересмотр, 1955 г.).

ареале, причем различия эти за тридцатилетний период сгладились очень мало. Однако социально-экономические различия в младенческой смертности сгладились за этот период весьма значительно. Более подробные сведения об этих различиях в Чикагском ареале и их роли в формировании общего уровня смертности в стране содержатся в двух последних разделах нашего доклада.

Социально-экономические различия по причинам смерти

Различия в смертности в зависимости от образования по некоторым причинам смерти оценивались для белого населения США в 1960 г. [8, с. 333—353]. Эти различия представлены на диаграмме. Особенно важным оказывается факт существования обратной связи между образованием и смертностью для восьми причин смерти, которые дают 83% всех смертей взрослых мужчин и женщин. Эти причины с процентом всех смертей, приходившихся на них в 1960 г., указаны далее:

	Мужчины	Женщины
Атеросклероз коронарных сосудов и дистрофия миокарда	39,8	33,2
Сосудистые поражения центральной нервной системы	10,2	14,9
«Прочие злокачественные опухоли»	7,2	6,4
«Прочие сердечно-сосудистые болезни»	5,9	6,5
Гипертоническая болезнь	3,5	5,9
Грипп и пневмония	3,3	3,3
Злокачественные опухоли легких и т. д.	3,6	—
Злокачественные опухоли матки и т. д.	—	3,3
«Прочие причины смерти» (последняя строка в табл. 5)	10,0	9,4
Всего	83,5	82,9

Для двух из восьми указанных на диаграмме причин смерти мужчин — сосудистых поражений центральной нервной системы, а также гриппа и пневмонии — обратная связь сохраняется и у молодых (25—64 года), и у старых (65 лет и более) мужчин; для остальных шести причин обратная связь сохраняется лишь у молодых мужчин и отсутствует у старших. Что касается женщин, то смертность от всех перечисленных причин, кроме одной, — злокачественных опухолей матки — по-

казала обратную связь с образованием как в старших, так и в молодых возрастах. Тот факт, что различия в зависимости от образования по всем причинам смерти, вместе взятым, среди женщин выражены сильнее, чем среди мужчин, в значительной степени обусловлен различиями в смертности мужчин и женщин от атеросклероза коронарных сосудов и «прочих сердечно-сосудистых болезней». Только на эти две причины приходится 46% смертей взрослых мужчин и 40% смертей взрослых женщин; для каждой из этих причин поражает разница между характером различий в смертности в зависимости от образования у мужчин и женщин.

Важное значение имеет также обнаружение прямой связи между образованием и смертностью мужчин от рака предстательной железы и смертностью женщин от рака молочной железы.

Географические различия в смертности

Вариация в смертности по географическим регионам США описана в многочисленных исследованиях, но для установления факторов, обусловливающих столь заметные географические различия в коэффициентах смертности [5, 10], сделано еще очень мало.

Регионы

Смертность белого населения в 1959—1961 гг. была на 2—9% выше национального уровня в Новой Англии и Средне-Атлантических штатах; на национальном уровне (у мужчин) или выше его (у женщин) — в Северо-Восточных Центральных штатах; на национальном уровне (у мужчин) или ниже его (у женщин) —в Южно-Атлантических штатах, и на 2—11% ниже национального уровня в Северо-Западных Центральных, Юго-Восточных Центральных и Юго-Западных Центральных, Горных и Тихоокеанских штатах. Смертность не белых была выше национального уровня на 1—10% в Южно-Атлантических, Юго-Восточных Центральных, Северо-Западных Центральных и Средне-Атлантических штатах, примерно на национальном уровне — в Северо-Восточных Центральных штатах и ниже этого уровня в других регионах. Исключительно низкой, на одну четверть ниже национального уровня, оказалась смерт-

ность не белых в Тихоокеанских штатах отчасти потому, что значительную долю не белых в этом районе составляют японцы или китайцы — две группы не белых с более низкими, чем у белых, коэффициентами смертности. Эти региональные соотношения имеют тенденцию сохраняться за небольшими исключениями в метрополитенских графствах* с центральным городом и без него и в неметрополитенских графствах.

Степень урбанизации места жительства

В целом по стране и почти во всех регионах стандартизованные по возрасту коэффициенты смертности белого населения каждого пола в метрополитенских графствах с центральным городом были выше, чем в неметрополитенских графствах. В шести из девяти географических районов смертность мужчин и женщин в метрополитенских графствах без центрального города была ниже, чем в неметрополитенских графствах. Территории с самой высокой смертностью белых находятся в метрополитенских графствах с центральным городом в Северо-Восточных Центральных штатах и Северо-Западных Центральных штатах, а также в метрополитенских графствах без центрального города в Юго-Восточных Центральных штатах.

Что касается не белых, уровень смертности которых был гораздо выше, чем у белых, то относительно самая высокая смертность отмечалась у мужчин в метрополитенских графствах с центральным городом в Северо-Восточных Центральных, Юго-Западных Центральных и Средне-Атлантических штатах; у женщин — на территориях такого же типа в Новой Англии, в Северо-Восточных Центральных и Юго-Западных Центральных штатах.

Штаты и субрегионы

Что касается штатов и экономических субрегионов (119 географических единиц, на которые делится стра-

* Метрополитенскими графствами (metropolitan county) называются в США графства — следующие после штатов административные единицы, — охватывающие целиком или частично городскую агломерацию; автор также учитывает при анализе, включает такое графство центральный город агломерации или нет. — *Прим. ред.*

на), то распределения стандартизованных по возрасту коэффициентов смертности белых и не белых перекрывают одно другое. Медианный коэффициент смертности белых мужчин по штатам составлял 9,05 (число смертей за год на 1000 мужчин), не белых мужчин — 11,83. Медианные коэффициенты смертности женщин составляли соответственно 5,33 и 8,80. Для обоих полов вместе у белых медианный коэффициент смертности по 119 экономическим субрегионам составлял 7,07, у не белых — 10,14 [7, гл. 7].

Стандартизованные по возрасту коэффициенты смертности по экономическим субрегионам, будучи нанесены на карты, показали, что территории с высоким, средним или низким уровнями смертности образуют компактные группы [7, рис. 7.1—7.6]. Коротко можно сказать, что самая высокая смертность среди белых наблюдалась в отчетливо выраженных группах субрегионов на Северо-Востоке, в Аппалачах, в районе Голубого хребта; в Южно-Атлантических прибрежных равнинах на равнинной части полуострова Флорида, на побережье Мексиканского залива в некоторых районах северных лесов в Северном Мичигане, Висконсине и Миннесоте; в Чикагском метрополитенском ареале и прилегающих к нему территориях; во многих частях пустынных и горных районов на западе США.

У не белых характер различий в смертности по субрегионам был иным. Самая высокая смертность концентрируется в промышленных районах Северо-Востока, на Старом юге и в примыкающих к этому региону штатах, на Великих равнинах и в рассеянных по территории страны бедных районах. На Севере и Юге не белые — это преимущественно негры, на Западе более половины не белых составляют индейцы, японцы и представители других этнических групп главным образом испанского происхождения. Смертность не белых на Севере, хотя и превышала смертность белых, но была ниже смертности не белых на Старом юге.

Социально-экономические корреляты географических различий

Оценка связи между географическими различиями в смертности и средним социально-экономическим уровнем географических регионов производилась мето-

дом многомерного анализа [7, гл. 7]. Надо подчеркнуть, что результаты этого анализа не следует интерпретировать как показатель зависимости смертности от социально-экономических характеристик индивидуумов. Результаты представлены как экологические корреляты, важные сами по себе, а не как оценки зависимости смертности от характеристик индивидуумов, которые рассматривались ранее.

Во-первых, корреляция между смертностью и показателями социально-экономического уровня весьма различна у людей до 65 лет и старше. Например, в 48 штатах корреляция между стандартизованными по возрасту коэффициентами смертности лиц 25—64 лет и лиц 65 лет и старше составляла лишь 0,32 у мужчин и 0,33 у женщин; это означает, что только 10% вариации коэффициентов смертности лиц 25—64 лет связано с вариацией коэффициентов смертности лиц 65 лет и старше. Подобным же образом весьма слабая связь существует между коэффициентами смертности белых и не белых по штатам; только 3% вариации коэффициентов смертности не белых мужчин связаны с вариацией коэффициентов смертности белых мужчин, а у не белых женщин — менее 1%.

Знаменательно то, что именно доля не белой части населения (или негров) определяет географические различия в смертности по штатам и экономическим субрегионам больше, чем любая другая из рассмотренных переменных (медианное число лет обучения, медианный доход или заработок мужчин, медианный доход семьи, процент жителей в метрополитенских графствах или процент населения в центральных городах урбанизированных территорий, плотность населения на квадратную милю, процент занятых в обрабатывающей промышленности и число врачей на 100 000 населения). Доля негритянского населения обусловливает от 56 до 69% вариации в коэффициентах смертности всех лиц в возрасте 25—64 лет ($r=0{,}75$ для мужчин и 0,83 — для женщин).

Во-вторых, был произведен анализ связи между смертностью и различными сочетаниями независимых переменных для 201 Стандартного Метрополитенского Статистического Ареала (Standard Metropolitan Statistical Areas, в дальнейшем, опуская слово «статисти-

ческий», — СМА) США в 1960 г.[13]. Была обнаружена положительная связь между стандартизованными по возрасту коэффициентами смертности и долей негритянского населения (r=0,55 для мужчин и 0,56 для женщин), более слабая отрицательная связь с медианным числом полных лет обучения лиц 25 лет и старше (r=—0,36 для мужчин и —0,49 для женщин) и относительно слабая положительная связь с процентом жилищ, не отвечающих нормальному уровню благоустройства (r=0,28 для мужчин и 0,32 для женщин). Коэффициенты корреляции с другими переменными оказались слишком низкими, чтобы их можно было считать существенными.

Наивысший коэффициент множественной корреляции (R) был 0,76 (с 10 независимыми переменными) для мужчин и 0,85 (с 9 независимыми переменными) — для женщин. Таким образом, действием рассматриваемых независимых переменных объясняются около 58% вариации в коэффициентах смертности мужчин по всем СМА и около 72% вариации в коэффициентах смертности женщин. Большую часть объясненной вариации обусловливают следующие четыре переменных вместе: процент негров, процент лиц в возрасте 25 лет и старше, проучившихся не менее одного года в колледже, общая численность населения СМА (логарифм) и медианный доход семьи. Коэффициент множественной корреляции R с этими переменными составляет 0,65 для мужчин и 0,77 — для женщин.

Для белых женщин наибольший R составляет 0,73 (9 независимых переменных), а для белых мужчин — только 0,43 (8 независимых переменных). Итак, объяснение получили 53% вариации смертности женщин бе-

---

[13] [7, табл. 7.8.] 12 независимых переменных, к которым относятся результаты, включают логарифм численности всего населения СМА; процент жителей СМА, проживающих в центральном городе; плотность населения на одну квадратную милю в центральном городе; процент рабочих, занятых в обрабатывающей промышленности; процент занятых жилых единиц, не отвечающих нормам благоустройства; процент жилых единиц с числом жителей 1,01 и более на комнату; медианный доход семьи; медианное число полных лет обучения в школе; процент людей 25 лет и старше, проучившихся не менее года в колледже; геометрическое среднее количество взвешенных частиц на кубический метр воздуха в микрограммах; количество дней с максимальной температурой воздуха 90°F и более; процент негров в населении.

лых и только 18% вариации смертности мужчин белых. Наиболее важной независимой переменной для этих корреляций оказался уровень образования.

У не белых характер связи был иным. Два социально-экономических показателя — доход семьи и уровень образования — были связаны со смертностью не белых обратной связью, а показатель жилищных условий (неблагоустроенное жилище) — прямой. Наивысшие R составляли 0,67 для не белых мужчин (8 независимых переменных) и 0,65 — для не белых женщин (8 независимых переменных), т. е. ими обусловливается от 42 до 45% вариации смертности не белых по СМА.

ЗНАЧЕНИЕ ДИФФЕРЕНЦИАЛЬНОЙ СМЕРТНОСТИ

Произведенный ранее анализ дифференциальной смертности в США основывался большей частью на относительных различиях в стандартизованных по возрасту коэффициентах смертности или в показателях смертности между разными социально-экономическими подгруппами населения[14]. Заметные социально-экономические различия в смертности, обнаруженные в 1960 г. в стране, имеют важное значение для здравоохранения и других программ, направленных на снижение смертности. Оценить значение этих социально-экономических различий можно, установив степень их воздействия на общий уровень смертности в стране, особенно в отношении некоторых обездоленных групп населения. Мы сделаем это в настоящем разделе, пользуясь оценками «избыточной смертности». Под избыточной смертностью мы будем понимать в данном случае смерти, которые могли бы не наступить, если бы среди всех мужчин (или женщин) преобладал уровень смертности, свойственный белым мужчинам (или женщинам) высокого социально-экономического положения.

---

[14] Для анализа, основанного на разработках статистических данных о смертности в США за 1959—1961 гг., применялись коэффициенты смертности, стандартизованные по возрасту прямым методом; для большей части анализа, основанного на данных Исследования совмещенных записей 1960 г., применялись по необходимости показатели смертности, стандартизованные по возрасту косвенным методом.

Избыточная смертность в США в 1960 г.

Избыточные смерти взрослых в стране в 1960 г. определялись как смерти, которые могли бы не наступить, если бы в каждой подгруппе мужчин (или женщин), выделенной по образованию и цвету кожи, преобладали коэффициенты смертности белых мужчин (или женщин) 25 лет и старше, обучавшихся не менее года в колледже В соответствии с этим числа избыточных смертей рассчитывались следующим образом· оценки годовых возрастных коэффициентов смертности белых мужчин (женщин), обучавшихся в колледже, применяли к возрастному составу белых и не белых мужчин (женщин) в каждой группе по образованию, затем полученное таким путем ожидаемое число смертей вычиталось из оценки фактического числа происшедших смертей[15]. Со-

Таблица 3

ОЦЕНКИ ЧИСЛА ИЗБЫТОЧНЫХ СМЕРТЕЙ СРЕДИ ЛИЦ 25 ЛЕТ И СТАРШЕ ПО ЦВЕТУ КОЖИ, ПОЛУ И ВОЗРАСТУ, США, 1960 г.

Цвет кожи и пол	Число избыточных смертей* в возрасте			Процент избыточных смертей* в возрасте		
	25 лет и старше	25—64 года	65 лет и старше	25 лет и старше	25—64 года	65 лет и старше
Всего	291 838	139 528	152 310	100,0	100,0	100,0
Мужчины	92 049	84 139	7 910	31,5	60,3	5,2
Женщины	199 789	55 389	144 400	68,5	39,7	94,8
Белые	231 695	92 984	138 711	79,4	66,6	91,1
Мужчины	69 184	61 473	7 711	23,7	44,1	5,1
Женщины	162 511	31 511	131 000	55,7	22,6	86,0
Не белые	60 143	46 544	13 599	20,6	33,4	8,9
Мужчины	22 865	22 666	199	7,8	16,2	0,1
Женщины	37 278	23 878	13 400	12,8	17,1	8,3

* Избыточные смерти определяются числом смертей, которые можно было бы предотвратить, если бы среди всех мужчин (или женщин) преобладали годовые возрастные коэффициенты смертности белых мужчин (или женщин), проучившихся не менее одного года в колледже

Источник [7, Табл 81 и неопубликованные вычисления частных итогов по цвету кожи и полу]

[15] Методику оценки фактических чисел смертей и коэффициентов смертности по возрасту и уровню образования на основании данных Исследования совмещенных записей 1960 г. см в работе [7, приложение А, разд 5]

гласно этому определению в 1960 г. в США насчитывалось около 292 000 избыточных смертей людей 25 лет и старше, из них смертей мужчин — 92 000, или 32%, и смертей женщин — около 200 000, или 68% (см. табл. 3). Несколько менее половины избыточных смертей взрослых составляли смерти людей 25—64 лет и не-

Таблица 4

ИНДЕКС ИЗБЫТОЧНОЙ СМЕРТНОСТИ ПО ПОЛУ, ЦВЕТУ КОЖИ, ВОЗРАСТУ И ЧИСЛУ ПОЛНЫХ ЛЕТ ОБУЧЕНИЯ; США, 1960 г.

Пол, цвет кожи, возраст и число полных лет обучения	25 лет и старше	25—64 года	65 лет и старше
Все население	19	26	15
Мужчины	11	25	1
Женщины	30	29	30
Белые	17	21	15
Не белые	36	52	18
Мужчины белые	10	21	2
0—4 года	9	30	3
5—7 лет	12	29	2
8 »	10	25	1
Средняя школа, 1—3 года	11	24	0,1
Средняя школа, 4 »		16	
Колледж, 1 год и более	0	0	0
Мужчины не белые	25	45	0,5
0—4 года	25	51	5
5—8 лет	23	43	—8
Средняя школа или колледж	28	39	—3
Женщины белые	27	21	30
0—4 года	42	53	40
5—7 лет	33	36	32
8 »	31	30	31
Средняя школа, 1—3 года	18	12	26
Средняя школа, 4 »		4	
Колледж, 1 год и более	0	0	0
Женщины не белые	49	60	39
0—4 года	51	70	41
5—8 лет	50	63	34
Средняя школа или колледж	44	42	41

Источник. [7, табл. 8.1]. Индекс избыточной смертности определяется как процент всех фактических смертей в 1960 г., которые могли бы не наступить, если бы в каждой подгруппе мужчин (или женщин) по цвету кожи и по образованию преобладали годовые возрастные коэффициенты смертности белых мужчин (или женщин), проучившихся не менее года в колледже.

Таблица 5

ИНДЕКС ИЗБЫТОЧНОЙ СМЕРТНОСТИ ОТ КАЖДОЙ ПРИЧИНЫ СМЕРТИ, ПО ПОЛУ И ВОЗРАСТУ ДЛЯ БЕЛОГО НАСЕЛЕНИЯ 25 ЛЕТ И СТАРШЕ; США, 1960 г.

Причина смерти (в скобках коды МСК)	Мужчины			Женщины		
	25 лет и старше	25—64 года	65 лет и старше	25 лет и старше	25—64 года	65 лет и старше
1	2	3	4	5	6	7
Все причины	9	25	0,1	29	22	32
Туберкулез, все формы (001—019)	57	82	*	*	*	*
Злокачественные опухоли, включая опухоли лимфатической ткани и кроветворных органов (140—205)	—1	17	—14	10	10	11
желудка (151)	47	48	47	63	*	*
тонкой, толстой и прямой кишки (152—154)	4	3	4	30	29	30
легких, бронхов и трахей (162, 163)	28	43	11	1	12	*
молочной железы (170)	*	*	*	—21	—13	—32
матки, яичников, труб и широкой связки (171—175)	. . .	. . .	. . .	22	36	2
предстательной железы (177)	—103	*	—105	. . .	. . .	. . .
прочие злокачественные опухоли	—4	8	—15	4	—1	8
Диабет сахарный (260)	13	32	*	60	54	63
Основные сердечно-сосудистые болезни (330—334, 400—468, 592—594)	8	22	2	37	38	37
Сосудистые поражения центральной нервной системы (330—334)	17	10	18	32	32	31
Ревматизм острый и хронические ревматические болезни сердца (400—416)	13	24	*	—3	15	*
Атеросклероз коронарных сосудов и дистрофия миокарда (420, 422)	9	21	2	41	45	40
Гипертоническая болезнь и связанные с ней болезни сердца (440—447)	1	33	—10	53	45	54
Прочие сердечно-сосудистые болезни	—7	34	—22	24	29	23

Продолжение

Причина смерти (в скобках коды МСК)	Мужчины			Женщины		
	25 лет и старше	25—64 года	65 лет и старше	25 лет и старше	25—64 года	65 лет и старше
1	2	3	4	5	6	7
Грипп и пневмония, исключая пневмонию новорожденных (480—493)	24	42	17	33	*	36
Цирроз печени (581)	—19	7	*	6	13	*
Все несчастные случаи, отравления и травмы (800—962)	45	41	52	29	7	13
Несчастные случаи, связанные с моторным транспортом (810—835)	41	35	*	7	—10	*
Несчастные случаи, не связанные с моторным транспортом (800—802, 840—962)	48	47	49	38	*	*
Самоубийства (963, 970—979)	37	33	*	*	*	*
Прочие причины смерти	8	33	—10	10	8	11

* Индекс смертности не вычислен ввиду незначительного числа смертей от этой причины, смертность от этой причины включена в категорию «прочие причины».

Источник. [7, табл. 8.2]. Определение индекса избыточной смертности см. в примечании к табл. 4. Однако число избыточных смертей от каждой причины смерти вычислялось косвенным методом (см. ссылку 16), так как ежегодных возрастных коэффициентов смертности от каждой причины не имелось. Коды причин смерти соответствуют Международной статистической классификации болезней, травм и причин смерти (7-й пересмотр, 1955 г.).

сколько более половины — людей 65 лет и старше. Однако относительное распределение избыточных смертей взрослых по возрасту было совершенно разным у мужчин и у женщин. У взрослых мужчин на возраст 65 лет и старше приходилось только 9% избыточных смертей (7910 из 92 049), у женщин же в старших возрастах наступило 72% (144 400 из 199 789) избыточных смертей. Весьма существенна также разница в проценте избыточных смертей взрослых 65 лет и старше между белыми и не белыми: на этот возраст приходится 60% избыточных смертей у белых и 23% — у не белых.

В табл. 4 и 5 представлены индексы избыточной смертности, определенные как процент смертей, счита-

ющихся «избыточными», среди всех фактических смертей. Отрицательные индексы показывают, что фактические числа смертей были ниже ожидаемых и означают процент, на который *увеличилось бы* фактическое число смертей, если бы в каждой подгруппе по образованию и по цвету кожи преобладали возрастные показатели смертности белых мужчин (или женщин), обучавшихся в колледже.

Из общего числа в 1,5 миллиона смертей лиц 25 лет и старше, зарегистрированных в стране в 1960 г., в среднем 19% были избыточными, 11% смертей — у мужчин и 30% — у женщин. Из общего числа смертей взрослых белых 25 лет и старше 17% были избыточными, у не белых процент избыточных смертей был более чем вдвое выше: 36% (см. табл. 4). *Следовательно, если бы уровни смертности всех мужчин и женщин были такими же, как у белых мужчин и женщин, обучавшихся не менее года в колледже, то можно было бы предотвратить более одной шестой смертей взрослых белых и более одной трети смертей взрослых не белых.*

Среди мужчин избыточная смертность белых и не белых 25—64 лет была выше, чем лиц старшего возраста: избыточная смертность всех мужчин 25—64 лет составляла 25%, а мужчин 65 лет и старше — лишь 1%. Не белые мужчины 25—64 лет показали 45% избыточной смертности, белые мужчины того же возраста — 21%. Напротив, у не белых мужчин 65 лет и старше доля избыточных смертей была равна 0,5%, у белых мужчин этого возраста 2%.

У женщин характер избыточной смертности в зависимости от возраста был совершенно иным. Приблизительно 30% всех смертей женщин обеих возрастных групп были избыточными: 29% у женщин 25—64 лет и 30% у женщин 65 лет и старше. Избыточная смертность белых женщин в возрасте 25—64 лет (21%) была меньше, чем в возрасте 65 лет и старше (30%). Напротив, у не белых женщин 25—64 лет избыточными были 60% смертей, а у не белых женщин 65 лет и старше — 39%.

Сомнительно, чтобы какие-нибудь другие данные смогли стать столь же драматическим свидетельством обездоленного положения не белых (главным образом, негров) в стране, как эти данные об избыточной

смертности. Если избыточная смертность всех взрослых не белых в стране превышает избыточную смертность белых более чем вдвое (36% против 17%), не белых женщин 25—64 лет — почти втрое (60% против 21%) и не белых мужчин 25—64 лет — более чем вдвое (45% против 21%), то это говорит о том, что существуют огромные потенциальные возможности снижения смертности путем улучшения социальных и экономических условий жизни не белых в стране.

Избыточная младенческая смертность, 1964—1966 гг.

Преобладающий коэффициент младенческой смертности среди детей, чьи отцы окончили среднюю школу, и приблизительный средний коэффициент младенческой смертности детей, чьи родители посещали колледж, составляет 18,8 смерти на 1000 рожденных живыми [14]. Если бы этот коэффициент относился ко всему населению, то осталась бы в живых четвертая часть умерших в течение трех лет, с 1964 по 1966 г., в возрасте до одного года.

Избыточные смерти взрослых по причинам смерти

Расчет избыточных смертей белого населения 25 лет и старше в 1960 г. был произведен также по некоторым причинам смерти. В частности, были сделаны оценки числа и процента смертей белых (от каждой причины), которые могли бы не наступить, если бы показатели смертности в подгруппах с низким уровнем образования были бы равны показателям смертности людей, обучавшихся в колледже. Полученные индексы избыточной смертности (в процентах) представлены в табл. 5. Они были получены приближенно, косвенным путем, так как оценки годовых возрастных коэффициентов смертности от каждой причины для белых, обучавшихся в колледже, отсутствовали[16]. Сравнение кос-

[16] Непосредственный расчет числа избыточных смертей от каждой причины, сопоставимый с расчетами, сделанными для всех причин смерти в табл. 3 и 4, потребовал бы применения возрастных коэффициентов смертности для мужчин и женщин, обучавшихся в колледже, к возрастному составу трех групп с более низким образованием. Однако нужных возрастных коэффициентов смертности от каждой причины не было. Вместо этого были сделаны косвен-

венных оценок избыточных смертей взрослых от всех причин смерти в табл. 5 с соответствующими прямыми оценками, приведенными в табл. 4, показывает, что с помощью этих двух способов вычисления получены практически одинаковые результаты[17].

Рассмотрим сначала степень возможного сокращения числа избыточных смертей от каждой причины в 1960 г. при условии, что смертность групп с низким уровнем образования была бы равна смертности групп обучавшихся в колледже. В этом случае не наступило бы более одной четверти смертей, по крайней мере у одного из полов, от следующих причин:

Причина смерти	Процент избыточных смертей	
	Мужчины	Женщины
Туберкулез	57	—
Злокачественные новообразования:		
желудка	47	63
тонкой, толстой и прямой кишки	4	30
легкого и т. д.	28	1
Сахарный диабет	13	60
Сосудистые поражения центральной нервной системы	17	32
Атеросклероз коронарных сосудов	9	41
Гипертоническая болезнь	1	53
Грипп и пневмония	24	33
Несчастные случаи, связанные с моторным транспортом	41	7
Прочие несчастные случаи	48	38
Самоубийства	37	—

ные приближенные оценки путем расчета числа и процента смертей в 1960 г. по каждой причине, *которые не наступили бы,* если бы показатели смертности в каждой группе по уровню образования (см. табл. 1) были бы равны показателям смертности белых того же пола, проучившихся не менее одного года в колледже. (Подробно методика расчета изложена в работе [7, гл. 8, примечание].) Отметим также, что показатели смертности для всех белых 25—64 лет, обучавшихся не менее года в колледже, хотя они были получены и применены для вычисления избыточных смертей от каждой причины, в табл. 1 не представлены.

[17] Косвенные вычисления показывают, что избыточными были 9% смертей белых мужчин и 29% смертей белых женщин в возрасте 25 лет и старше, прямые же вычисления дали соответственно 10 и 27%. Наибольшая разница между двумя методами вычисления избыточных смертей наблюдается для группы белых мужчин 25—64 лет: избыточные смерти, вычисленные прямым методом, составили 21%, а косвенным методом — 25%.

Существуют также значительные расхождения в избыточной смертности старых и молодых людей, мужчин и женщин, что видно из табл. 5.

Таблица 6

РАСПРЕДЕЛЕНИЕ «ЧИСТОГО ИЗБЫТКА» СМЕРТЕЙ ПО ПРИЧИНАМ СМЕРТИ И ПОЛУ ДЛЯ БЕЛОГО НАСЕЛЕНИЯ, 25 ЛЕТ И СТАРШЕ; США, 1960 г.

Причина смерти	Мужчины	Женщины
Все причины	100,0	100,0
Туберкулез, все формы	4,6	*
Злокачественные опухоли, включая опухоли лимфатической ткани и кроветворных органов	—2,0	6,5
желудка	7,3	2,5
тонкой, толстой и прямой кишки	1,0	3,3
легких, бронхов и трахеи	10,9	0,0
молочной железы	*	—2,6
матки, яичников, труб и широкой связки	...	2,4
предстательной железы	—17,7	...
Прочие злокачественные опухоли	—3,1	0,9
Сахарный диабет	1,8	5,3
Основные сердечно-сосудистые болезни	53,1	78,0
Сосудистые поражения центральной первной системы	18,3	16,0
Ревматизм острый и хронические ревматические болезни сердца	1,4	—0,2
Атеросклероз коронарных сосудов и дистрофия миокарда	37,5	46,1
Гипертоническая болезнь и связанные с ней болезни сердца	0,2	10,6
Прочие сердечно-сосудистые болезни	—4,2	5,4
Грипп и пневмония, исключая пневмонию новорожденных	8,3	3,8
Цирроз печени	—3,2	0,2
Все несчастные случаи, отравления и травмы	22,8	3,2
Несчастные случаи, связанные с моторным транспортом	8,6	0,2
Несчастные случаи, не связанные с моторным транспортом	14,2	2,9
Самоубийства	6,4	*
Прочие причины смерти	8,1	3,2

* Индекс смертности не вычислялся ввиду малого числа случаев смерти от этой причины; смертность от этой причины входит в категорию «прочие причины»

Источник. [7, табл. 8.2]. Коды Международной статистической классификации см. в табл. 5.

В табл. 6 влияние на смертность образования и его относительное значение для общей смертности взрослых выражено пропорциональным распределением по причинам смерти «чистого избытка» смертей. Чистое число избыточных смертей только от сердечно-сосудистых заболеваний составляло до 53,1% общего «чистого избытка» смертности от всех причин у мужчин и до 78,0% общего чистого избытка у женщин. Если бы эти проценты были вычислены не к общему «чистому избытку», а к сумме всех «положительных избыточных» смертей, по-видимому, более солидной основе для сравнения смертности мужчин и женщин, то проценты снизились бы до 41,3 для мужчин и до 75,8 — для женщин[18].

Для мужчин 62,9% «положительной избыточной» смертности есть результат действия четырех конкретных причин смерти. Это атеросклероз коронарных сосудов и дистрофия миокарда (29,1%), сосудистые поражения центральной нервной системы (14,2%), несчастные случаи, не связанные с транспортом (11,1%), и рак легких (8,5%). Для женщин 70,8% «положительной избыточной» смертности — результат действия трех причин: атеросклероза коронарных сосудов и дистрофии миокарда (44,9%), сосудистых поражений (15,6%) и гипертонической болезни (10,3%).

Действие причин смерти, связанных с образованием прямой связью, конечно, было направлено к уменьшению избыточной смертности от всех причин смерти вместе взятых. У взрослых мужчин число смертей от рака предстательной железы более чем удвоилось бы, если бы уровень смертности обучавшихся в колледже был свойствен всем уровням образования (см. табл. 5). У женщин в этом случае число смертей от рака молочной железы увеличилось бы на 21%.

---

[18] Противоположный эффект причин смерти, связанных с образованием прямо, был гораздо сильнее у мужчин, чем у женщин. «Чистый избыток» смертности мужчин соответствует разности 94 000 смертей, которые могли бы не наступить (от причин, связанных с образованием обратной связью), и 21 000 добавочных смертей, которые могли бы наступить (от причин, связанных с образованием прямо); у женщин же разность образуют 179 000 смертей, которые можно было бы предотвратить, и 5000 добавочных, которые могли бы наступить.

Таблица 7

ИНДЕКС ИЗБЫТОЧНОЙ СМЕРТНОСТИ ПО ПОЛУ, ЦВЕТУ КОЖИ И СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКОЙ ГРУППЕ; ЧИКАГСКИЙ СТАНДАРТНЫЙ МЕТРОПОЛИТЕНСКИЙ СТАТИСТИЧЕСКИЙ АРЕАЛ (СМА) И ГОРОД ЧИКАГО (1930—1960)

Пол, цвет кожи и социально-экономическая группа	Индекс избыточной смертности *											
	все возрастные группы				25—64 года				65 лет и старше			
	1960	1950	1940	1929—1931	1960	1950	1940	1929—1931	1960	1950	1940	1929—1931
Мужчины белые												
Чикагский СМА	15	19	...	...	22	27	...	...	12	10	...	...
Город Чикаго	24	22	14	23	33	31	18	26	18	13	8	8
СЭ 1 (низкая)	44	41	37	45	55	53	45	51	37	28	23	17
СЭ 2	25	26	20	29	35	36	25	32	19	15	10	12
СЭ 3	16	11	5	17	26	20	5	20	11	3	3	7
СЭ 4	8	8	—2	8	14	15	—9	7	5	2	1	3
СЭ 5 (высокая)	11	0	0	0	18	0	0	0	7	0	0	0
Кольцо (вне города)	0	5	...	...	0	7	...	...	0	—0,0	...	...
Мужчины не белые												
Чикагский СМА	39	49	...	...	50	59	...	...	14	17	...	...
Город Чикаго	41	50	57	67	52	60	64	69	15	19	19	27
СЭ 1 (низкая)	51	56	64	73	65	68	72	76	26	23	29	30
СЭ 2	41	49	56	69	53	58	65	72	14	15	5	30
СЭ 3 (высокая)	21	37	50	59	27	41	52	60	—3	15	26	22
Кольцо (вне города)	21	**	...	...	**	**	...	...	**	**	...	...

Продолжение

Пол, цвет кожи и социально-экономическая группа	Индекс избыточной смертности *											
	все возрастные группы				25—64 года				65 лет и старше			
	1960	1950	1940	1929—1931	1960	1950	1940	1929—1931	1960	1950	1940	1929—1931
Женщины белые												
Чикагский СМА	10	16	...	...	17	24	...	...	7	12	...	...
Город Чикаго	16	18	19	25	26	27	29	29	10	13	11	11
СЭ 1 (низкая)	35	34	41	44	52	49	52	50	26	23	26	16
СЭ 2	19	23	23	32	35	35	36	37	12	17	16	15
СЭ 3	10	15	17	23	21	22	26	27	4	12	11	12
СЭ 4	4	9	8	15	5	13	14	17	4	8	5	9
СЭ 5 (высокая)	5	0	0	0	2	0	0	0	5	0	0	0
Кольцо (вне города)	0	5	...	...	0	9	...	...	0	4	...	...
Женщины не белые												
Чикагский СМА	45	51	...	...	63	69	...	...	7	8	...	...
Город Чикаго	46	51	60	69	64	69	74	74	9	10	6	16
СЭ 1 (низкая)	53	58	66	75	73	74	80	80	12	15	21	18
СЭ 2	46	50	60	71	63	68	74	75	10	12	1	28
СЭ 3 (высокая)	36	40	55	61	52	62	69	68	4	—2	0,0	3
Кольцо (вне города)	26	**	...	...	**	**	...	...	**	**	...	...

* Для всех лет, кроме 1960 г., этот индекс означает процент фактических смертей в каждой группе, которые могли бы не наступить, если бы в этой группе преобладали возрастные коэффициенты смертности белых того же пола из высшей социально-экономической группы города; индекс 1960 г означает процент фактических смертей, которые могли бы не наступить, если бы преобладали коэффициенты смертности белых того же пола, живущих в Кольце СМА.

** Индекс не вычисляется из-за небольшого числа случаев

Источник [7, табл. 8.4].

Тенденции избыточной смертности в крупном городе, 1930—1960 гг,

Оценки избыточной смертности по стране в целом ограничиваются приведенными здесь по сочетаниям признаков данными 1960 г., поскольку статистические данные о социально-экономических различиях в смертности для мужчин и для женщин по всей стране впервые были собраны в Исследовании совмещенных записей 1960 г. Однако для Чикаго в исследованиях, упомянутых ранее, имеются продольные данные для анализа изменений в социально-экономических различиях в течение 30 лет до 1960 г. Эти данные представляют интерес по двум причинам. Во-первых, они, несомненно, показательны как свидетельство социально-экономических различий в смертности для многих крупных городов страны[19]. Во-вторых, временные ряды социально-экономических различий в Чикаго имеют важное значение для изучения тенденций смертности в целом по стране.

Тенденции относительной величины и характера социально-экономических различий в смертности в Чикагском ареале между 1930 и 1960 гг. приводятся в табл. 7 и 8. Они представлены в виде индексов избыточной смертности в каждой из пяти социально-экономических групп, на которые был разделен город Чикаго при четырех переписях, проводившихся один раз в десять лет с 1930 по 1960 г. (табл. 9), а также для Кольца Чикагского стандартного метрополитенского статистического ареала (СМА) в 1950 и 1960 гг.[20]. Эти индексы указы-

---

[19] Ряд исследований документально подтвердил подобные социально-экономические различия для других метрополитенских ареалов. См. [7, гл. 4], [1].

[20] Пять социально-экономических групп в городе Чикаго были получены путем распределения жителей каждого переписного участка в Чикаго по медианной величине квартирной платы (1930 и 1940 гг.) и медианному доходу семьи (1950 и 1960 гг.). Одна из предпосылок состояла в том, чтобы распределить население города Чикаго по пяти социально-экономическим группам приблизительно в одном и том же соотношении на дату каждой переписи. Пропорциональное распределение белого и не белого населения города по социально-экономическим группам дано в табл. 9. Более подробные сведения о порядке выделения социально-экономических групп см. в [7, гл. 4]. Данные о численности населения, необходимые в качестве знаменателя возрастных коэффициентов смертности, были получены из опубликованных отчетов Бюро переписи США; дан-

Таблица 8

ИНДЕКС ИЗБЫТОЧНОЙ МЛАДЕНЧЕСКОЙ СМЕРТНОСТИ В ЗАВИСИМОСТИ ОТ ЦВЕТА КОЖИ, ПОЛА И СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКОЙ ГРУППЫ; ЧИКАГСКИЙ СТАНДАРТНЫЙ МЕТРОПОЛИТЕНСКИЙ СТАТИСТИЧЕСКИЙ АРЕАЛ (СМА) И ГОРОД ЧИКАГО (1930—1960)

Цвет кожи и социально-экономическая группа	Показатели избыточной младенческой смертности *					
	мужчины			женщины		
	1960	1940	1929—1931	1960	1940	1929—1931
Белые						
Чикагский СМА	6	...	...	9	...	...
Город Чикаго	12	12	40	18	—4	40
СЭ 1 (низкая)	29	21	56	31	9	57
СЭ 2	18	15	47	21	5	45
СЭ 3	0,0	8	30	8	—12	33
СЭ 4	—2	4	25	5	—23	21
СЭ 5 (высокая)	6	0	0	16	0	0
Кольцо СМА	0	...	...	0	...	...
Не белые						
Чикагский СМА	45	...	...	55	...	...
Город Чикаго	45	45	61	55	20	62
СЭ 1 (низкая)	47	36	65	55	19	64
СЭ 2	46	52	64	57	19	64
СЭ 3 (высокая)	39	36	53	51	21	59
Кольцо СМА	**	...	...	**	...	...

* Индекс каждого года, кроме 1960 г., означает процент фактических младенческих смертей в каждой группе, которые не наступили бы, если бы в ней преобладали коэффициенты младенческой смертности белых детей того же пола из высшей социально-экономической группы города; индекс 1960 г. означает процент младенческих смертей, которые могли бы не наступить, если бы преобладающим был коэффициент смертности белых детей того же пола в Кольце СМА. Отрицательные проценты означают, что фактическое число смертей было ниже ожидаемого при этом же предположении.

** Индекс не вычислялся из-за малой частоты случаев.

Источник. [7, табл. 85].

вают процент смертей на каждую дату, которые могли бы не наступить, если бы возрастные коэффициенты смертности белых мужчин (или женщин) из группы с самой низкой на эту дату смертностью преобладали во

ные о смертях для числителей этих коэффициентов были получены путем распределения смертей по переписным участкам в соответствии с местом жительства умерших, определявшимся по адресу, указанному в акте о смерти. В СМА Чикаго входят Кук, ДюПаж, Кейн, Лейк, Мак-Генри, а также графства Уилл в штате Иллинойс.

Таблица 9

ПРОЦЕНТНОЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЕ НАСЕЛЕНИЯ ПО ЦВЕТУ КОЖИ И СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКИМ ГРУППАМ; ЧИКАГСКИЙ СТАНДАРТНЫЙ МЕТРОПОЛИТЕНСКИЙ СТАТИСТИЧЕСКИЙ АРЕАЛ (СМА) И ГОРОД ЧИКАГО (1930—1960)

Цвет кожи и социально-экономическая группа	1960	1950	1940	1930
Чикагский СМА, всего	100	100	100	100
Город Чикаго	57	70	74	76
Кольцо (вне города)	43	30	26	24
Чикагский СМА, белые	100	100	100	100
Город Чикаго	51	67	73	75
СЭ 1 (низкая)	9	12	13	...
СЭ 2	11	14	17	...
СЭ 3	16	21	21	...
СЭ 4	10	12	16	...
СЭ 5 (высокая)	6	8	7	...
Кольцо (вне города)	49	33	27	25
Чикагский СМА, не белые	100	100	100	100
Город Чикаго	91	92	92	92
СЭ 1 (низкая)	27	28	20	...
СЭ 2	42	43	42	...
СЭ 3 (высокая)	23	21	30	...
Кольцо (вне города)	9	8	8	8
Город Чикаго, белые	100	100	100	100
СЭ 1 (низкая)	17	17	17	17
СЭ 2	21	21	23	23
СЭ 3	31	32	28	25
СЭ 4	20	17	22	25
СЭ 5 (высокая)	11	12	10	10
Город Чикаго, не белые	100	100	100	100
СЭ 1 (низкая)	29	30	22	22
СЭ 2	46	47	45	38
СЭ 3 (высокая)	25	23	33	40
Процент не белых				
Чикагский СМА	15	11	7	6
Город Чикаго	24	14	8	7
Кольцо СМА	3	3	2	2

Источник. Опубликованные отчеты переписей населения 1940, 1950 и 1960 гг. и итоговые данные по переписным участкам за 1950 г. [2]. Проценты не корректировались и сумма их не обязательно равна 100.

всех социально-экономических группах. Основой для вычисления избыточной смертности в 1960 г. стали коэффициенты смертности для Кольца СМА; для 1950 г. и предшествующих лет такую основу составили коэффициенты социально-экономической группы 5 (СЭ 5), высшей социально-экономической группы в городе Чикаго. Стандартизованные по возрасту коэффициенты смертности, вычисленные для пяти социально-экономических групп и для Кольца вне города, показывают, что между 1950 и 1960 гг. наименьшие коэффициенты смертности белых в СМА сдвинулись от высшей социально-экономической группы города (СЭ 5) к Кольцу СМА. Этот сдвиг хорошо отражает миграцию части наиболее богатых слоев белого населения в пригороды в течение десятилетия и как результат этого процесса — *относительное понижение социально-экономического уровня* белого населения в городе [18, с. 40].

Наибольшая избыточная смертность в течение 30-летнего периода наблюдалась у не белых женщин 25—64 лет (см. табл. 7). По городу в целом избыточная смертность не белых женщин 25—64 лет колебалась от наиболее высокого уровня 74% в 1930 г. (а также в 1940 г.) до 64% в 1960 г. Это значит, что если бы возрастные коэффициенты смертности не белых женщин 25—64 лет были такими же, как у белых женщин в Кольце СМА, то еще в 1960 г. в этой группе не произошло бы 64% смертей. Далее, избыточная смертность не белых женщин 25—64 лет, принадлежащих к низшей социально-экономической группе, была на уровне 80% в 1930 г. (и в 1940 г.), а в 1960 г. она все еще составляла 73%. Даже в высшей социально-экономической группе избыточная смертность не белых женщин 25—64 лет в 1960 г. составляла 52%.

Не белые мужчины от 25 до 64 лет в течение всего периода занимают второе место по уровню избыточной смертности. По городу в целом избыточная смертность не белых мужчин 25—64 лет колебалась от 69% в 1930 г. до 52% в 1960 г. В низшей социально-экономической группе их избыточная смертность колебалась от 76% в 1930 г. до 65% в 1960 г. Поразительным свидетельством сокращения избыточной смертности не белых мужчин 25—64 лет из высшей социально-экономической группы был очевидный спад их избыточной смертности между 1930 и 1960 гг. с 60 до 27%.

В городе избыток смертей белых мужчин 25—64 лет снизился с 26% в 1930 г. до 18% в 1940 г., затем повысился в 1950 и 1960 гг. соответственно до 31 и 33%. В низшей социально-экономической группе избыточная смертность составляла 51% в начале периода и 55% — в 1960 г. Фактически в 1960 г. избыточная смертность белых мужчин 25—64 лет в каждой социально-экономической группе была больше, чем в 1930 г.

Белые женщины 25—64 лет, имеющие относительно низкую смертность, тем не менее показали высокую избыточную смертность, особенно в низших социально-экономических группах. Более того, избыточная смертность белых женщин за исследуемые 30 лет изменилась относительно мало. Смертность всех белых женщин 25—64 лет в 1930 г. была избыточной на 29%, а в 1960 г. — все еще на 26%. В низшей социально-экономической группе избыточная смертность белых женщин в 1960 г. была равна 52%, и этот уровень оставался постоянным на протяжении почти всего 30-летнего периода. В Кольце СМА избыточная смертность белых женщин 25—64 лет была в 1950 г. на 9% выше ее уровня в группе СЭ 5, а в 1960 г. — на 2% ниже.

В целом избыточная смертность была ниже у людей 65 лет и старше как белых, так и не белых. В городе наибольшая избыточная смертность этих старших жителей отмечалась в 1960 г. у белых мужчин 18%, затем у не белых мужчин — 15%, далее у белых женщин — 10% и самая низкая у не белых женщин 65 лет и старше — 9%.

Как и следовало ожидать, избыточная младенческая смертность среди не белых детей была гораздо выше, чем среди белых. В целом по городу в 1930 г. почти две трети смертей не белых детей — 61% у девочек и 62% у мальчиков — не наступили бы, если коэффициенты младенческой смертности не белых детей были бы такими же, как у белых в группе СЭ 5. В 1960 г. избыток все еще был весьма высоким — 45% у мальчиков и 55% у девочек (см. табл. 8). Избыточная младенческая смертность белых детей резко снизилась между 1930 и 1960 г. — с 40 до 12% у мальчиков и с 40 до 18% у девочек. По существу, все снижение избыточной младенческой смертности как белых, так и не

белых в Чикагском ареале происходило в первые десять лет этого 30-летнего периода[21].

Судя по индексам в табл. 8, с 1940 г. не наблюдалось устойчивой обратной связи между младенческой смертностью и социально-экономическим положением среди не белого населения Чикаго, а также среди 60% белого населения социально-экономических групп 3. 4 и 5. Причины этого заслуживают дальнейшего исследования.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Исследования социально-экономических различий в смертности по стране в целом из-за отсутствия более ранних пригодных для сопоставления данных ограничивались изучением различий в 1960 г. Однако, как уже упоминалось, в распоряжении исследователей имелись для анализа изменений в социально-экономических различиях во времени продольные данные по Чикагскому ареалу. Временны́е ряды различий в Чикаго за период с 1930 по 1960 г. имеют важное значение для изучения тенденций смертности в стране.

Во-первых, данные по Чикаго подтверждают (и дополняют) один из наиболее значительных результатов предыдущих исследований, который А. Антоновски обобщил следующим образом: низшие социально-экономические слои по-прежнему имеют гораздо более высокий уровень смертности и не показывают за последние десятилетия относительного снижения этого уровня. Предложенное Антоновски объяснение длительно сохраняющегося значительного неравенства в смертности между низшей и другими экономическими группами вполне

---

[21] Столь явно низкая избыточная смертность белых и не белых женщин в 1940 г. целиком объясняется относительно высоким коэффициентом младенческой смертности в группе, послужившей основой для оценки избыточной смертности (группа СЭ 5). Если за основу взять коэффициент младенческой смертности среди белых девочек в группе СЭ 4 (он был на 23% ниже, чем в группе СЭ 5), то избыточная младенческая смертность среди всех белых женщин в Чикаго в 1940 г. составит 18%, а среди всех не белых женщин города — 54% Эти пересмотренные оценки избыточной смертности женщин в 1940 г. совпадают, таким образом, с тенденцией изменения избыточной младенческой смертности мальчиков (т. е. резким снижением между 1930 и 1940 гг. и очень небольшим изменением между 1940 и 1960 гг).

приемлемо, т. е. если низшие социально-экономические слои смогли получить свою долю в прежнем снижении смертности, последовавшем в результате победы над инфекционными заболеваниями, то в случае хронических болезней, требующих длительного медицинского лечения, они уже не были в столь благоприятном положении [1, с. 67].

Во-вторых, данные по Чикаго помогают понять, почему по крайней мере в 15 странах ожидаемая продолжительность жизни при рождении выше, чем в США. Например, продолжительность жизни белых мужчин Кольца Чикагского метрополитенского ареала в 1960 г. составляла 69,0 года, что заметно выше продолжительности жизни (66,6 года) всех мужчин в США в 1959—1961 гг. и довольно близко к показателю для мужчин в Норвегии (71,3 года) в 1956—1960 гг. [11]. Более того, ожидаемая продолжительность жизни белых мужчин в низшей социально-экономической группе в Чикаго в 1960 г. составляла лишь 60,0 года, а у не белых мужчин низшей группы — только 56,7 года. Относительно высокая по сравнению с другими развитыми странами смертность в США, несомненно, в большой степени отражает высокую смертность обездоленных в стране — белых, принадлежащих к низшим социально-экономическим группам, и находящихся в еще более неблагоприятном положении групп меньшинств. Этот вывод подтверждают данные по Чикагскому ареалу, которые показывают, что (1) «избыточные смерти» составляли значительную часть фактических смертей в 1960 г., особенно среди групп обездоленных; (2) за 30-летний период, с 1930 по 1960 г., не отмечалось сколько-нибудь существенного снижения избыточной смертности взрослых белых; (3) несмотря на то, что избыточная смертность не белых значительно уменьшилась за этот период, она все еще очень высока — от 41 до 46% всех смертей в 1960 г.

Среди данных по стране в целом особенно важны факты значительных различий между коэффициентами смертности белых и не белых, в особенности негров и индейцев. Столь высокая смертность этих групп меньшинств служит наглядным свидетельством их непривилегированного положения в США. Более того, существование больших различий в смертности не белого населения в зависимости от социально-экономического

уровня дает возможность предполагать, что избыточная смертность негров и индейцев может быть, если не устранена, то намного уменьшена с ростом уровня жизни и изменением образа жизни.

Вариации в смертности в зависимости от географического положения (как между переписными участками в городах, так и между крупными экономическими субрегионами и штатами) могут служить индикаторами в выявлении районов, где необходимы дальнейшие эпидемиологические исследования, как биомедицинского, так и социально-экономического характера. Кроме того, они могут помочь в определении районов, где можно начать экспериментальную работу по снижению смертности.

Вывод о том, что образование есть, вероятно, единственный наиболее важный для анализа смертности показатель социально-экономического положения, должен стать убедительной причиной для добавления в стандартный акт о смерти, принятый в США, пункта о «числе полных лет обучения в школе». К сожалению, при последнем пересмотре стандартных форм актов пункт об образовании в акт о рождении был введен, а в акт о смерти — нет. А это могло бы стать наиболее экономичным и надежным подходом к оценке социально-экономических различий в смертности в будущем, учитывая опыт, накопленный в ходе проведения Исследования совмещенных записей 1960 г. Тогда коэффициенты смертности можно было бы вычислять по уровню образования, пользуясь специальными разработками данных официальной регистрации смертей и статистическими данными о населении, взятыми из переписи или Текущего обследования населения (Current Population Survey). Поправка на расхождение указаний уровня образования в этих двух источниках могла бы быть сделана на основании совмещения в небольшом масштабе актов о смерти с записями в бланках переписи или обследования. (Совмещение небольшого масштаба должно охватывать не более чем примерно 10 000 смертей).

Еще один важный результат, заслуживающий более пристального внимания при проведении исследований, *тех или иных* мероприятий и программ, — это относительно высокая, независимо от социально-экономического положения, смертность женщин, родивших большое

число детей. Доводы в пользу ограничения величины семьи можно, по-видимому, подкрепить еще одним и весьма существенным доводом — снижением женской смертности.

Результаты этого исследования дают также возможность предположить, что если бы в течение 30-летнего периода, с 1930 по 1960 г., действовали достаточно широкие программы здравоохранения и медицинской помощи, направленные на уменьшение различий в социально-экономическом положении населения, то общие коэффициенты смертности в крупных городах и в стране в целом снизились бы гораздо больше, чем это произошло в действительности.

Программы, направленные на снижение смертности в США, могут основываться на представленных здесь социально-экономических эпидемиологических фактах. Можно не сомневаться, что дальнейшее снижение коэффициентов смертности в масштабе страны может быть достигнуто путем уменьшения различий в социально-экономическом положении разных групп населения США. Возможно, что следующей победы в снижении смертности нужно стремиться достигнуть не столько путем накопления и применения биомедицинских знаний, сколько путем улучшения социально-экономических условий. Несомненно, что современные биомедицинские знания либо недоступны низшим социально-экономическим группам в США, либо их воздействие на снижение смертности относительно мало в сравнении с тем, что может быть достигнуто путем сокращения разрыва в уровне и образе жизни, связанного с различиями в уровне образования и дохода, занятии и месте жительства. Для того чтобы показать, что США — действительно страна равных возможностей, следует сделать еще очень многое для достижения равенства возможностей во всех тех областях, которые затрагивают наиболее выразительный показатель действительного равенства — возможность выжить, длительность самой жизни.

БИБЛИОГРАФИЯ

1 Antonovsky Aaron. Social class, life expectancy and overall mortality, *Milbank Memorial Fund Quarterly,* April 1967, Vol. XLV, № 2, Part. 1.

2. Burgess E. W. and Newcomb Charles. Census data of the city of Chicago, 1930.

3. Dublin Louis I., Lotka Alfred J. and Spiegelman Mortimer. Length of life, New York, Ronald Press Co., 1949.

4. Duncan Otis Dudley. Occupational components of educational differences in income. *Journal of the American Statistical Association,* December, 1961.

5. Geographic differences in the risk of premature death. *Business and Government Review,* University of Missouri, May — June 1970.

6. Hodge Robert W. and Siegel Paul M. The measurement of social class. *International Encyclopedia of the Social Sciences,* 1968, Vol. 15.

7. Kitagawa Evelyn M. and Hauser Philip M. Differential mortality in the United States. A study in socioeconomic epidemiology, 1973.

8. Kitagawa Evelyn M. and Hauser Philip M. Education differentials in mortality by cause of death, United States, 1960. *Demography,* Vol. 5, № 1, 1968.

9. Reiss Albert J. et al. Occupations and social status. New York, The Free Press of Glencoe, 1961.

10. Sauer Herbert I. Geographic patterns in the risk of dying, Paper presented at Environmental Geochemistry Symposium, AAAS. Dallas, Texas, December, 1968.

11. United Nations. Demographic Yearbook, 1966.

12. United Nations, Economic and Social Council. Present State of demographic research with regard to economic and social development, by Jean Bourgeois Pichat. Expert working group on population research in National Institutions, Lyon, France, June 8—11, 1971.

13. U. S. Department of Health, Education and Welfare. Toward a Social Report, January 1969.

14. U. S. National Center for Health Statistics. The health of children — 1970.

15. U. S. National Center for Health Statistics. *United States* life tables, 1959—61, Vol. I, № 1.

16. U. S. National Center for Health Statistics. *Vital and health statistics,* Series 20, № 2, Mortality trends in the United States, 1954—63, June, 1966.

17. U. S. National Center for Health Statistics. *Vital statistics of the United States,* 1967, 1969. Vol. II, Part A, Table 1—2.

18. Vise Pierre de. Chicago's widening color gap. Chicago, Community and Family Study Center, University of Chicago, 1967.

Перевод *Г. И. Ландсберг*

СОДЕРЖАНИЕ

Предисловие 3

Лех Болеславски. Когортные таблицы продолжительности жизни 12

Уильям Брасс. Об одном способе выражения закономерностей смертности 39

Сэмюель Престон. Международное сопоставление чрезмерно высокой смертности взрослых 94

Томас Гревилл. Таблицы смертности по причинам смерти . . 127

Вильгельм Еминг. Об изменении ожидаемой продолжительности жизни в Европе 143

Эвелин Китагава. Социально-экономические различия в смертности в США и их значение для демографической политики 151

Изучение продолжительности жизни

Редактор *К. М. Чижевская*
Мл. редактор *И. Н. Горина*
Техн. редактор *Л. Г. Челышева*
Корректоры *Г. В. Хлопцева, Н. П. Сперанская*
Худ. редактор *Т. В. Стихно*

ИБ № 251

Сдано в набор 31/III 1977 г. Подписано к печати 27/IX 1977 г. Формат бумаги $84\times108^{1}/_{32}$. Бумага № 1. Объем печ. л. 6,5. Уч.-изд. л. 11,31. Усл. п. л. 10,92. Тираж 18 000 экз. (Тематич. план 1977 г. № 64). Заказ № 3260. Цена 70 коп.

Издательство **«Статистика»**,
Москва, ул. Кирова, 39.

Областная типография управления издательств, полиграфии и книжной торговли Ивановского облисполкома, г. Иваново-8, ул. Типографская, 6.

Изучение *продолжительности жизни.* Сборник статей под ред. и с предисл. Е. М. Андреева и А. Г. Волкова. М., «Статистика», 1977.

И31

206 с. с ил. (Новое в зарубеж. демографии).

Статьи сборника посвящены изложению методов измерения и анализа того, как изменяется продолжительность жизни людей, как зависит она сегодня от условий жизни каждого поколения в прошлом, как влияют на продолжительность жизни различные причины смерти, разные социально-экономические и демографические факторы. Эти проблемы стоят сегодня в центре внимания демографической науки.

Материалы сборника будут полезны медикам, специалистам по социальной гигиене, демографам, а также всем, кто интересуется закономерностями роста населения. Сборник может служить дополнительным пособием для аспирантов и студентов-демографов

И $\frac{10805^{1}\text{-}142}{008(01)\text{-}77}$ 64-77

312

[1] Второй индекс 10803.